

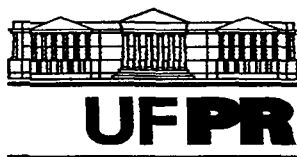
ULISSES SILVA DA CUNHA

**ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL HORIZONTAL DE UMA FLORESTA
DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA**

Tese apresentada à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para a obtenção do título de "Doutor em Ciências Florestais".

Orientador: Prof. Dr. Sebastião do Amaral
Machado

CURITIBA
2003



Universidade Federal do Paraná
Setor de Ciências Agrárias – Centro de Ciências Florestais e da Madeira
Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Av. Lothário Meissner, 3400 – Jardim Botânico – CAMPUS III
80210-170 - CURITIBA - Paraná
Tel. (41) 360.4212 - Fax. (41) 360.4211 – <http://www.floresta.ufpr.br/pos-graduacao>
e-mail: pinheiro@floresta.ufpr.br

PARECER

Defesa nº 509

A banca examinadora, instituída pelo colegiado do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, após arguir o doutorando **ULISSES SILVA DA CUNHA** em relação ao seu trabalho de tese intitulado "ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL HORIZONTAL DE UMA FLORESTA DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA", é de parecer favorável à **APROVAÇÃO** do acadêmico, habilitando-o ao título de **Doutor** no Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração em **Manejo Florestal**.

Dr. Sebastião do Amaral Machado
Departamento de Ciências Florestais da UFPR
Orientador e presidente da banca examinadora

Dr. Agostinho Lopes de Souza
Universidade Federal de Viçosa - UFV
Primeiro examinador

Dr. Edilson Batista de Oliveira
EMBRAPA/CPN-Florestas
Segundo examinador

Dr. Roberto Tsyoshi Hosokawa
Departamento de Ciências Florestais da UFPR
Terceiro examinador

Dr. Julio Eduardo Arce
Departamento de Ciências Florestais da UFPR
Quarto examinador

Curitiba, 28 de março de 2003.

Nivaldo Eduardo Rizzi
Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal
Franklin Galvão
Vice-coordenador

À Deus, pelo ato sublime de me conceder a vida e o privilégio de me mostrar sempre o caminho dos nobres ensinamentos

À minha Mãe, *Maria do Carmo Silva*, pelo exemplo de dignidade, coragem, incentivo e otimismo pela vida em todos os momentos

À minha mulher, *Dalva Pereira da Rocha*, pelo privilégio da companhia, compreensão nos momentos difíceis e por suas virtudes como mãe na formação e educação da nossa família

Aos nossos filhos *Toassys*, *Tuiakys* e *Uliasys* como estímulo para que alimentem os ideais de um futuro mais promissor para a humanidade

AGRADECIMENTOS

Os seguintes agradecimentos expressam significados que estão além das palavras e simbolizam gestos, atitudes, virtudes de pessoas que me ajudaram a atravessar mais essa barreira na vida pessoal e profissional.

Para mim uma tese tem vida que começa com o sopro de aceitação do orientador. Sei que uma tese tem muitas finalidades e importância, especialmente para os que têm a responsabilidade de elaborá-la, orientá-la e concluí-la. Mas, sem um trabalho árduo de orientação e flexibilidade do orientado para atender às críticas e sugestões do seu comitê de orientação, as metas traçadas tornam-se difíceis de serem alcançadas. O orientador é, sem dúvida, o principal ponto de apoio, sem o qual todos os esforços caminham sem rumo.

Quero agradecer em especial ao meu orientador, professor Dr. Sebastião do Amaral Machado que como pessoa e profissional esteve sempre pronto em todos os momentos a contribuir com suas lições de vida, desprendimento, atitudes éticas, experiência profissional, aconselhamento, sugestões e maturidade científica. Acima de tudo, crédito ao meu orientador a maior parcela nesta obra pela motivação e estímulos oferecidos que me encorajaram a enfrentar os desafios da análise espacial pontual e pelo modo sempre paciente, amigável, seguro e determinado com que me orientou na continuidade das pesquisas desenvolvidas durante o doutorado.

Ao professor Dr. Afonso Figueiredo Filho, também desejo expressar meus agradecimentos pessoais pela amizade, disponibilidade constante e notáveis contribuições no processo de co-orientação.

Ao professor Dr. João Luiz Ferreira Batista por ter aceito o convite para integrar o comitê de orientação e pelo relevante papel que desempenhou nas sugestões apresentadas ao projeto de tese em todas as suas fases.

Ao professor Dr. Paulo Justiniano Ribeiro Júnior pelo modo sempre franco e amigável com que me recebeu desde o primeiro contato e pela transparência, base científica, visão crítica e princípios éticos com que conduziu nossas conversas sobre amostragem espacial.

Ao professor Dr. Geraldo Bortolotto Júnior e família pela amizade, hospitalidade, atenção dispensada, companheirismo e exemplo de dedicação à pesquisa.

Nesta oportunidade, em meu nome particular e do Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado, quero expressar meus agradecimentos ao professor Dr. José de Arimatéia Silva pela amizade e pelo total apoio concedido para que viabilizássemos a viagem até a FLONA TAPAJÓS, o que nos permitiu ter acesso à base de dados mais recente sobre a área da pesquisa.

À equipe do Departamento de Pós-graduação da Universidade Federal do Amazonas pela excelência na condução do programa PICDT-CAPES. Também agradeço ao suporte e auxílio financeiro da CAPES pelos benefícios concedidos.

Ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, na pessoa dos seus Coordenadores Anadalvo Juazeiro dos Santos e Nivaldo Eduardo Rizzi e ao ilustre secretário do curso Reinaldo Pinheiro, sem cujo apoio, atenção, dedicação dispensada e serviços prestados teria sido difícil alcançar objetivos comuns de prazos para a conclusão desta tese. À bibliotecária Tânia Barros Baggio pelo apoio, atenção dispensada e trabalho voluntário dedicado na revisão das normas de apresentação e formatação da tese.

Considero me apenas um dos atores dessa obra, a qual através da energia, estímulo, amizade e contribuições de muitas outras pessoas produziu um conjunto de ações que culminou com a elaboração de uma pesquisa que costuma-se chamar de tese.

Esse momento me motiva a refletir que sem a colaboração de todos vocês eu ainda estaria sentado no banco da praça que muitas vezes me acolheu nos primórdios dos anos de Universidade. A motivação maior é sem dúvida, poder homenagear e agradecer aos amigos, companheiros que pela luta e amizade estiveram comigo ao longo dessa e de outras jornadas.

Penso como outros que nunca se deve ter medo ou vergonha de confessar mudança em nossas atitudes seja no trabalho ou na vida. Também acredito que não existe receita para o sucesso, mas se deixar influenciar por pessoas com visões periféricas mais aguçadas do que a nossa, é algo que contribui para a nossa evolução pessoal e ajuda a enfrentar os desafios com coragem e determinação.

Meus amigos, não escrevo para impressioná-los, mas para condecorá-los pelo privilégio da amizade vivida e compartilhada. Finalmente, aproveito para relembrar a todos que desde 11 de setembro de 2001, o mundo mudou. Um forte abraço a todos e que Deus ilumine suas vidas.

Às demais pessoas constantes na seguinte relação, peço desculpa pela falta de

espaço para um agradecimento mais formal e com frases especiais de agradecimentos, o que não diminui a relevância do apoio e da amizade ora compartilhada por essa conquista.

Galeria dos Imortais – Membros da Academia

Afonso Figueiredo Filho	Júlio Eduardo Arce
Agostinho Lopes de Souza	Lizit Alencar da Costa
Anselmo Chaves Neto	Luiz Barros Filho
Blaz Enrique Caballero Nuñez	Luiz Joaquim Bacelar de Souza
Carlos Roberto Sanquetta	Maria Augusta Doetzer Rosot
Cícero Gonçalves de Oliveira	Márcio Pereira da Rocha
Dimas Agostinho da Silva	Nabor da Silveira Pio
Décio José de Figueiredo	Nelson Carlos Rosot
Edilson Batista de Oliveira	Nelson Yoshihiro Nakajima
Eliseu Lacerda	Norma Cecília Rodriguez Bustamante
Fernando Cardoso Lucas Filho	Roberto Tuyoshi Hosokawa
Flávio Felipe Kirchner	Romano Timofeicyk Júnior
Henrique Soares Koehler	Sebastião do Amaral Machado
José Brandão de Moura	Sérgio Luiz Ferreira Gonçalves
Júlio Cesar Rodriguez Tello	Valmir Souza de Oliveira

Aos Amigos Solidários em Todos os Momentos

Celina de Fátima Monte Botelho e Família (Ilustre procuradora 1999 a 2003)

Francisco das Chagas Gomes Andrade e Família

Homero Lacerda e Família

Isaac Marques e Família

James Pereira Mendes e Família

José Augusto Prazeres e Família

João Bosco dos Santos e Família

Lana dos Santos e Família (procuradora 1983 a 1986)

Luiz Barros Filho e Família (Incansável procurador 2000 a 2003)

Luiz Joaquim Bacelar de Souza e Família (Eminente procurador 1992 a 1995)

Tony Hudson e Família

Vidal, Maroca, Pedrinho e Família

Aos Imortais do Bom Humor

Alcir Ribeiro Carneiro de Almeida e Família	Luciano Farinha Watzlawick
Alexandre Anders Brasil	Milton Luiz Breno de Campos
Cláudio Henrique Soares Del Menezzi	Silas Garcia de Sousa
João Vicente de Figueiredo Latorraca	Versides Sebastião de Moraes e Silva

Aos Familiares e Parentes

Anizia da Rocha Carvalho (in memorian)	Maria Beatriz Cordeiro Caldas
Antenor de Souza Caldas (in memorian)	Maria Ísis da Silva Cumape
Antonino Pereira de Carvalho	Maria do Carmo Silva
Carlos Alberto Depiné	Nelson Albuquerque
Dulcilene Cordeiro Caldas	Neuza Pereira da Rocha Depiné
Gentil Depiné	Severino Rodrigues da Cunha (in memorian)
Lídia Depiné	Wilson Cordeiro Caldas

Aos Diretores e Presidentes

Agamenon Nogueira Nobre	Paulo Luiz Contente de Barros
Cleuber Delano José Lisbôa	Randolf Zachow
Fernando Bernergui	

Aos Técnicos pelos Préstimos e Amizade

Ademir José Cavalli	João Ruy Fernandes Ferreira
Adilson dos Anjos	Leif Nutto
Antonio Abelardo Leite	Marcelo Alves Sobrinho
Antonio Carlos Hummel	Niro Higuchi
Benício de Melo Filho	Pedro Mourão de Oliveira
Fernando Lúdke	Renato Maciel
Haroldo Bastos da Costa	Ricardo Klitzke
Ian Thompson	Ricardo Lúdke
Joaquim dos Santos	Walfred Klitzke
José Carlos Damasceno	

Bar Luzitano: Ao Ilustre Alberto Silvestrini Filho (Popular Betão) e assíduos frequentadores
pela amizade e atenção dispensada em todas as ocasiões

Ao futuro do Brasil e da Amazônia

Dedico

Curitiba, 28 de Março de 2003

BIOGRAFIA

ULISSES SILVA DA CUNHA, filho de Severino Rodrigues da Cunha (†) e Maria do Carmo Silva, nasceu em Manaus, Estado do Amazonas, Brasil, no dia 10 de Fevereiro de 1959. Concluiu o Curso ginásial em 1975, no Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (SENAI-AM) e, o Curso colegial em 1978, na Escola Técnica Federal do Amazonas (ETFA-AM).

Em 1981 iniciou o curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Amazonas, sendo transferido em 1983 para a Universidade Federal do Paraná, onde graduou-se em 1987 com o título de Engenheiro Florestal.

Em 1989 ingressou na Universidade Federal do Amazonas através de concurso público, onde exerce atividades na área de manejo de florestas tropicais. Atualmente suas atividades acadêmicas incluem ensino das disciplinas de dendrometria e exploração florestal para a graduação, pesquisa sobre manejo florestal e extensão florestal através de treinamentos, consultorias e assistência técnica.

Iniciou em março de 1992, na Universidade Federal do Paraná, o curso de mestrado na área de concentração em Manejo Florestal, onde obteve o grau de "Mestre em Ciências Florestais", em fevereiro de 1995 e o de doutorado em abril de 1999, tendo alcançado o título de "Doutor em Ciências Florestais", em março de 2003.

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS	ix
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE FIGURAS	x
LISTA DE SIGLAS	xii
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xiv
1 CARACTERIZAÇÃO GERAL DA PESQUISA	1
1.1 INTRODUÇÃO.....	1
1.2 OBJETIVOS.....	3
1.2.1 Objetivo Geral.....	3
1.2.2 Objetivos Específicos.....	3
1.3 DESCRIÇÃO DOS TÓPICOS	4
1.4 MATERIAIS	7
1.4.1 Localização	7
1.4.2 Clima.....	9
1.4.3 Relevo	10
1.4.4 Solos.....	10
1.4.5 Vegetação.....	11
1.4.6 Base de Dados	14
1.4.6.1 Inventário a 100%	14
1.4.6.2 Escolha da área pesquisada	16
1.4.6.3 Seleção das variáveis utilizadas	17
2 BASES ESTATÍSTICAS E COMPUTACIONAIS PARA ANÁLISE DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS COM POTENCIAL DE USO EM FLORESTAS TROPICAIS	19
2.1 INTRODUÇÃO.....	19
2.2 MANEJO SUSTENTADO DE FLORESTAS TROPICAIS	19
2.3 TEORIA BÁSICA DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS.....	23
2.3.1 Descrição dos Estados de Processos Espaciais.....	23
2.3.2 Processos Espaciais Pontuais Estocásticos	24
2.3.3 Processos Espaço-Temporais.....	26
2.3.4 Caracterização de <i>Padrões</i> Espaciais Pontuais.....	27
2.3.5 Processos de Poisson.....	30
2.3.5.1 Processos homogêneos de Poisson	30
2.3.5.2 Processos não homogêneos de Poisson.....	33
2.4 PRESSUPOSTOS ESTATÍSTICOS PARA ANÁLISE DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS	34
2.4.1 Completa Aleatoriedade Espacial (CAE)	34

2.4.2 Construção de Envelopes de Confiança.....	36
2.4.3 Estacionaridade	38
2.4.4 Isotropia	38
2.4.5 Hipótese de Ergodicidade	40
2.5 PROPRIEDADES DE PROCESSOS PONTUAIS	40
2.6 ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL COM A FUNÇÃO $K(\cdot)$	42
2.6.1 Função $K(\cdot)$ para Processos Pontuais Homogêneos	42
2.6.2 Correção do Efeito de Borda para o Estimador da Função $K(\cdot)$	45
2.6.3 Função $K(\cdot)$ para Processos Pontuais não Homogêneos	52
2.7 PROGRAMAS COMPUTACIONAIS PARA ESTATÍSTICA ESPACIAL.....	53
2.7.1 S-Plus	54
2.7.2 S+Spatialstats-Splus.....	55
2.7.3 Programa computacional-R	55
2.7.4 Splancs-R.....	55
2.7.5 Spatial-R	56
2.7.6 Spatstat-R.....	56
3 CARACTERIZAÇÃO DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA E FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA DE UMA FLORESTA DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA, ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO	57
3.1 INTRODUÇÃO.....	57
3.2 REVISÃO DA LITERATURA.....	57
3.3 MATERIAL E MÉTODOS	59
3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	63
3.5 CONCLUSÃO	72
4 DETERMINAÇÃO DO TAMANHO DA JANELA DE ANÁLISE PARA PADRÕES PONTUAIS DE ALGUMAS ESPÉCIES FLORESTAIS DA AMAZÔNIA, MEDIANTE USO DA FUNÇÃO $K(\cdot)$	73
4.1 INTRODUÇÃO.....	73
4.2 REVISÃO DA LITERATURA.....	75
4.3 MATERIAL E MÉTODOS	81
4.3.1 Análise Exploratória de Padrões Pontuais	83
4.3.2 Análise Confirmatória da Escala de Análise	88
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	89
4.5 CONCLUSÃO	102

5	TESTE DE VIABILIDADE COM A FUNÇÃO $K(\cdot)$, DE UM MÉTODO DE CONTROLE DO CORTE DE ÁRVORES COM CRITÉRIO ESPACIAL, EM UMA FLORESTA DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA	104
5.1	INTRODUÇÃO.....	104
5.2	REVISÃO DA LITERATURA.....	105
5.3	MATERIAL E MÉTODOS	108
5.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	110
5.5	CONCLUSÃO	118
6	LIMITAÇÕES DOS RESULTADOS DA PESQUISA	118
7	CONCLUSÃO GERAL	119
8	RECOMENDAÇÕES.....	119
	REFERÊNCIAS	121

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – LISTA DE ESPÉCIES INVENTARIADAS ($DAP \geq 35$ cm) COM POTENCIAL PARA O MANEJO FLORESTAL, 2000	12
QUADRO 2 – LISTA DAS ESPÉCIES USADAS NA PESQUISA	18

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – ABUNDÂNCIA (A), ÁREA BASAL (G) E VOLUME (V) POR HECTARE ($DAP \geq 35$ cm) ANTES, DEPOIS E EXTRAÍDO DURANTE O CORTE SELETIVO, PARA AS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES	64
TABELA 2 – ABUNDÂNCIA ABSOLUTA (A_{abs}) E FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA ABSOLUTA (FF_{abs}) DE ALGUMAS ESPÉCIES COM $DAP \geq 35$ cm, ANTES (A_{cortse}), DEPOIS (D_{cortse}) E EXTRAÍDAS DURANTE O CORTE SELETIVO (E_{cortse}).....	65
TABELA 3 – PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DA ABUNDÂNCIA, ÁREA BASAL E VOLUME COM $DAP \geq 35$ cm DAS MESMAS ESPÉCIES DA TABELA 2, POR NÍVEIS DE ABORDAGENS (A_{cortse} , D_{cortse} E E_{cortse}), EM RELAÇÃO ÀS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES.....	66
TABELA 4 – RELAÇÃO DO NÚMERO DE ÁRVORES E VOLUME EXPLORADO (n_{exp} , V_{exp}) DE ALGUMAS ESPÉCIES, DETERMINADOS PELO MECOFA E MÉTODO TRADICIONAL.....	111
TABELA 5 – DIFERENÇA DA FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA ABSOLUTA (FF_{abs}) DE ALGUMAS ESPÉCIES COM $DAP \geq 35$ cm, COMPARANDO-SE O MECOFA E MÉTODO TRADICIONAL, ANTES (FA_{cortse}), DEPOIS (FD_{cortse}) E EXTRAÍDAS (FE_{cortse}) DURANTE O CORTE SELETIVO.....	112

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – FLUXO OPERACIONAL DA PESQUISA	6
FIGURA 2 – LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DO MUNICÍPIO DE SANTARÉM, SEDE ADMINISTRATIVA DA FLONA TAPAJÓS	8
FIGURA 3 – MAPA DE LOCALIZAÇÃO DA FLORESTA NACIONAL DO TAPAJÓS	8
FIGURA 4 – DIVISÃO DAS QUADRAS DE EXPLORAÇÃO EM SUB-QUADRAS E TALHÕES DE CORTES ANUAIS.....	9
FIGURA 5 – ILUSTRAÇÃO DE PROCESSOS ESPACIAIS ESTACIONÁRIOS E ISOTRÓPICOS	39
FIGURA 6 – MECANISMO DE ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO $K(\cdot)$	43
FIGURA 7 – CÁLCULO DO EFEITO DE BORDA DENTRO DE UMA ÁREA S . a) CORREÇÃO ISOTRÓPICA , b) CORREÇÃO TRANSLACIONAL	47
FIGURA 8 – COMPONENTES DE UM <i>TORUS</i> ELÍPTICO	49
FIGURA 9 – ILUSTRAÇÃO DE UM <i>TORUS</i> ELÍPTICO COM UM RAIOS MAIOR $r = 1,0$ E SEMI-EIXOS DA ELIPSE 0,8 EM x' E 0,5 EM y'	49
FIGURA 10 – INTERPRETAÇÃO DA CORREÇÃO DE BORDA <i>TOROIDAL</i>	50
FIGURA 11 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA (a) E CURVAS DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO.....	67
FIGURA 12 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES PIONEIRAS, CUPÍUBA (a) E PARÁ PARÁ (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO	67
FIGURA 13 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO LENTO, MAÇARANDUBA (a) E LOURO VERMELHO (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO	68
FIGURA 14 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO RÁPIDO, ANDIROBA (a) E CUMARU (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO.....	69
FIGURA 15 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO RÁPIDO, IPÊ (a) E PIQUIÁ (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO	70
FIGURA 16 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX: JATOBÁ (a) DE CRESCIMENTO LENTO E BREU SUCURUBA (b) DE CRESCIMENTO RÁPIDO, ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO.....	71
FIGURA 17 – ÁREA BASAL DA FLORESTA PARA AS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES POR CLASSE DE DAP EM CADA 10ha.....	72
FIGURA 18 – DIMENSÕES DOS CONCEITOS DE ESCALA	76
FIGURA 19 – CONJUNTO DE OBSERVAÇÕES COM LOCAÇÕES (s_{xi}, s_{yi})	78
FIGURA 20 – CONJUNTO DE OBSERVAÇÕES COM AS MESMAS LOCAÇÕES (s_{xi}, s_{yi}) DA FIGURA 19, PORÉM COM UMA PEQUENA ALTERAÇÃO NA ESCALA GRÁFICA	78
FIGURA 21 – ESTRUTURA ESPACIAL NA DINÂMICA DE FLORESTAS	79

FIGURA 22 – INFLUÊNCIA DA ESCALA EM <i>PADRÕES</i> PONTUAIS HETEROGÊNEOS	81
FIGURA 23 – ESQUEMA GEOMÉTRICO DE DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DE 42 PARCELAS UTILIZADAS NA JANELA DE ANÁLISE.....	86
FIGURA 24 – EXEMPLO DE ARRANJO ESPACIAL COM JANELAS DE ANÁLISE DE 50 HECTARES (0,5 x 1 km).....	86
FIGURA 25 – MODELO DE <i>TORUS</i> USADO NA COMPUTAÇÃO DA DENSIDADE ESPACIAL.....	87
FIGURA 26 – NÚMERO MÉDIO DE ÁRVORES EXTRAS (EIXO DIREITO DA ORDENADA) NA DISTÂNCIA INTRAGRUPO (EIXO ESQUERDO DA ORDENADA) POR ESPÉCIE: CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b) E IPÊ (c).....	90
FIGURA 27 – DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ÁRVORES DE CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b) E IPÊ (c) COM $DAP \geq 35$ cm EM 800 HECTARES.....	91
FIGURA 28 – CARACTERIZAÇÃO DO <i>PADRÃO</i> ESPACIAL DA CUPÍÚBA ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEGUINTE ESCALAS DE <i>r</i> E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) E 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE	95
FIGURA 29 – CARACTERIZAÇÃO DO <i>PADRÃO</i> ESPACIAL DA MAÇARANDUBA ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEGUINTE ESCALAS DE <i>r</i> E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) E 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE	97
FIGURA 30 – CARACTERIZAÇÃO DO <i>PADRÃO</i> ESPACIAL DO IPÊ ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEGUINTE ESCALAS DE <i>r</i> E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) e 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE	100
FIGURA 31 – CARACTERIZAÇÃO DO <i>PADRÃO</i> ESPACIAL ANTES DO CORTE SELETIVO, NA ESCALA <i>r</i> DE 200m E JANELAS DE ANÁLISE DE 150 E 200ha PARA A CUPÍÚBA (a,b), MAÇARANDUBA (c,d) E IPÊ (e,f) NA ÁREA CONFIRMATÓRIA DE 576 HECTARES	103
FIGURA 32 – ASPECTOS QUE AFETAM A ESTRUTURA ESPACIAL. a) FRAGMENTAÇÃO. b) POSIÇÃO. c) PORCENTAGEM DE OCUPAÇÃO. d) DISPERSÃO.....	107
FIGURA 33 – ÁREAS SELECIONADAS PELO MÉTODO DE FILTRO DE ÁREA (MECOFA) COM FINS DE CONSERVAÇÃO, RESERVADAS PARA O 2º CICLO DE CORTE	110
FIGURA 34 – COMPARAÇÃO DE <i>PADRÕES</i> DAS ESPÉCIES CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b), IPÊ (c) E JATOBÁ (d).....	114
FIGURA 35 – COMPARAÇÃO DE <i>PADRÕES</i> DAS ESPÉCIES CUMARU (a), PIQUÍÁ (b), PARÁ PARÁ (c) E LOURO VERMELHO (d)	115
FIGURA 36 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ($DAP \geq 35$ cm) DA MAÇARANDUBA (a) E LOURO VERMELHO (b) ANTES E DEPOIS DO CORTE COM SELEÇÃO TRADICIONAL E USANDO-SE O MECOFA	117
FIGURA 37 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ($DAP \geq 35$ cm) DO IPÊ (a) E CUMARU (b) ANTES E DEPOIS DO CORTE COM SELEÇÃO TRADICIONAL E USANDO-SE O MECOFA.....	117

LISTA DE SIGLAS

AMF – Área de manejo florestal
CAE – Completa aleatoriedade espacial
CAPES – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior
CIKEL – Grupo que atua no ramo de Madeiras Tropicais, com áreas de manejo florestal em Paragominas, sul do Estado do Pará
DAP – Diâmetro a altura do peito (diâmetro medido na altura de 1,30m em relação a base da árvore)
EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
FCAP – Faculdade de Ciências Agrárias do Pará
FFT – Fundação Floresta Tropical
FLONA TAPAJÓS – Floresta Nacional do Tapajós
FUPEF – Fundação de Pesquisas Florestais do Paraná
GETHAL – Indústria de Madeira Compensada
IBAMA – Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis
IBDF – Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal
IMAZON – Instituto do Homem e Meio Ambiente da Amazônia
INPA – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia
ITTO – International Tropical Timber Organization
MECOFA – Método de controle de corte de árvores por filtro de área
MFS – Manejo Florestal Sustentado
MIL MADEIREIRA – Madeiras Itacoatiara Ltda
PICDT – Programa Institucional de Capacitação Docente e Técnica
PMFS – Plano de Manejo Florestal Sustentado
PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
POA – Plano operacional anual
PPHP – Processo pontual homogêneo de Poisson
SIG – Sistema de Informação Geográfica
TREVISÓ – Trevisó Agropecuária Ltda
UBH – Unidade Básica de 1 hectare
UFAM – Universidade Federal do Amazonas
UPA – Unidade de produção anual
UT – Unidade de trabalho

RESUMO

A presente pesquisa consiste de três partes: i) caracterização inicial da estrutura diamétrica e frequência fitossociológica da floresta, antes e depois do corte seletivo, ii) uso da função $K(\cdot)$ na determinação do tamanho da janela de análise para padrões pontuais de três espécies florestais e, iii) teste de viabilidade com a função $K(\cdot)$, de um método de controle do corte de árvores com critério espacial. Os dados são provenientes de um inventário florestal em completa enumeração realizado no ano 2000, em uma área de 800 hectares, localizada na Floresta Nacional do Tapajós, município de Belterra, Estado do Pará, Brasil. Na primeira parte, a caracterização da estrutura diamétrica foi conduzida utilizando-se técnicas de expressão gráfica com os dados agrupados em classes de amplitudes variáveis, que permitiram uma visão conjunta dos perfis das distribuições diamétricas antes e depois do corte seletivo. Observou-se que a intensidade de corte seletivo somente em poucos casos promoveu alterações satisfatórias na estrutura diamétrica, sendo que na maioria dos casos observados não foi praticada uma redução equilibrada da abundância nas classes diamétricas, com efeitos mais críticos decorrentes da eliminação de classes diamétricas para as espécies Louro vermelho (*Sextonia rubra* Mez van der Werff) e Cumaru (*Dipteryx odorata* Aubl. Wild.). Na segunda parte, foi usada a função K_{inhom} do Spatstat- \mathbb{R} , para processos não homogêneos de Poisson, enquanto os envelopes de confiança com 3000 simulações foram gerados pela função $K_{env.csr}$ do Splancs- \mathbb{R} . Para os cálculos envolvidos na estimativa da densidade espacial foi usada a função $Applynbd$ recentemente incorporada à versão 1.2-1 do Spatstat- \mathbb{R} . Observou-se que, o uso da amostragem espacial aleatória com parcelas não independentes, produziu resultados consistentes com a função $K(\cdot)$, permitindo estabelecer como parâmetro de referência a utilização de áreas mínimas de 100 hectares em análises de processos pontuais para espécies e condições florestais da Amazônia ou similares. Na terceira parte, o uso de amostragem espacial aleatória foi utilizada na introdução do método de controle da seleção de árvores por filtro de área (MECOFA) e sua eficiência foi testada usando-se uma variante do método de seleção tradicional, em análise conjunta que envolveu a função $K(\cdot)$. Observou-se que, diferentemente do método de seleção tradicional, o MECOFA melhorou o controle sobre o percentual de redução das variáveis número de árvores e volume a ser explorado, pois, os valores médios para essas variáveis ficaram abaixo de 10%, permitindo também manter áreas de fragmentos densos de florestas, intercalados entre as áreas manejadas, formando zonas de proteção entre cortes sucessivos.

Palavras-chave: Processos espaciais pontuais não homogêneos, Densidade espacial, Escala espacial, Amostragem espacial, Seleção de árvores para corte, Manejo florestal

ABSTRACT

To present research consists of three parts: i) initial characterization of the diameter structure and phytosociological frequency of the forest, before and after the selective cut, ii) Use of the function $K(\cdot)$ in the determination of the size of the analysis window for point patterns of three forest species and, iii) viability test with the function $K(\cdot)$, of a method of control of cutting of trees with spatial criterion. The data for this research came from a complete enumeration forest inventory in the year 2000 carried out in an area of 800 hectares, inside the Tapajós National Forest located in the county of Belterra, State of Pará, Brazil. In the first part, the characterization of the diameter structure was carried out utilising techniques of graphic expression with the data grouped in classes of not constant range, that allowed vision of the profiles of the diameter distributions before and after selective cut. It was observed that the intensity of selective cut, only in few cases, promoted satisfactory alterations in the diameter structure, and in most of the observed cases a balanced reduction of the abundance was not noticed in the diameter classes, with more critical effects of the elimination of diameter classes for the species *Sextonia rubra* Mez van der Werff and *Dipteryx odorata* Aubl. Wild. In the second part it was used, the function *Kinhom* of Spatstat- \mathbb{R} , for processes non homogeneous of Poisson, while the confidence envelopes with 3000 simulations were generated by the function *Kenv.csr* of Splancs- \mathbb{R} . For the calculations involved in the estimate of the spatial density, it was used the *Applynbd* function recently incorporate to the version 1.2-1 of Spatstat- \mathbb{R} . It was observed that, the use of the random spatial sampling with non independent plots, produced consistent results with the function $K(\cdot)$, allowing to establish as reference parameter, the use of minimum areas of 100 hectares in analysis of point processes for species and forest conditions of the Amazonian or similar. In the third part, the use of random spatial sampling was used in the introduction of the method of control of the selection of trees by area filter (MECOFA) and its efficiency was tested being used a variant of the method of traditional selection, in linked analysis that involved the function $K(\cdot)$. It was observed that, differently of the method of traditional selection, the MECOFA improved the control on the percentile of reduction of the variables number of trees and volume to be explored, thus, the average values for these variables were below 10%, also allowing to maintain areas of dense fragments of forests, inserted among the managed areas, forming protection zones among successive cuttings.

Key words: Inhomogeneous Poisson point process, Spatial scale, Spatial density estimation, Selection tree cut, Spatial sampling, Forest management

1 CARACTERIZAÇÃO GERAL DA PESQUISA

Este tópico contém elementos comuns aos demais tópicos como base de dados e área utilizada, os quais serão mencionados em cada tópico, destacando-se somente pontos específicos. A idéia é sintetizar e condensar textos e figuras de base comum aos demais tópicos, evitando-se a repetição desnecessária de informações.

1.1 INTRODUÇÃO

Os avanços das pesquisas em florestas de terra firme da Amazônia estão projetando um novo cenário para técnicas de manejo, silvicultura e conservação dos vários tipos de ecossistemas, composição florística, biodiversidade e complexidades estruturais.

Algumas técnicas até então desenvolvidas apresentam restrições quanto à plena utilização, principalmente em escala comercial. Elas necessitam de comprovação científica dado que as poucas áreas manejadas ainda estão atravessando o primeiro ciclo de corte, o que impede que se façam avaliações seguras sobre os progressos científicos alcançados.

Não obstante se deva reconhecer que existem bons resultados de experiências de manejo florestal em andamento na Amazônia, os conhecimentos acumulados em pesquisas ainda não são suficientes para garantir a produção sustentada e manter a biodiversidade do ecossistema florestal em sucessivos ciclos de corte.

A maioria das análises envolvendo indicadores ecológicos da dinâmica das espécies e as implicações decorrentes das alterações nas bases ecológicas da floresta não oferecem subsídios que permitam interpretar as respostas das mudanças relacionadas com o comportamento da estrutura espacial, o que impõe a necessidade de novas técnicas de visualização espacial abordando aspectos morfoestruturais da vegetação, dentre outros.

Além de poder descrever e conhecer as relações espaciais em uma floresta, faz-se necessário transformar essas informações em um componente prático que permita estabelecer critérios de seleção de árvores para o corte, quer seja em função da sua locação como em função de fatores fitossociológicos. Outro aspecto também importante é poder fazer uso das informações espaciais das espécies para minimizar impactos ambientais através da construção de mapas operacionais que permitam orientar os traçados das trilhas para o arraste das árvores até aos pátios de estocagem.

A distribuição espacial das árvores é um componente importante por fornecer informações básicas para o planejamento da exploração como visualização do posicionamento de cada árvore, bem como das eventuais clareiras existentes, dado que na Amazônia a dinâmica de clareiras reflete em maior grau a história dos padrões espaciais nestas florestas.

A pesquisa de processos espaciais vem sendo extensivamente utilizada em várias áreas de conhecimento como epidemiologia, ecologia, dentre outras. Em ciências florestais, o maior interesse está voltado para a compreensão das inter-relações espaciais das espécies em uma floresta. Como exemplos de aplicação, pode-se citar a locação de árvores em uma floresta, a distribuição de animais em corredores ecológicos, ou casos de doenças em uma região.

A análise de padrões espaciais é uma maneira de estimar o efeito da competição entre árvores na dinâmica da floresta. Permite também conhecer melhor os processos espaciais relacionados com a reprodução, estabelecimento e crescimento das espécies a serem manejadas.

O conhecimento dos processos espaciais é fundamental para se revelar as causas, modos e taxas de processos de dispersão (REIS, 1995; ROSSO et al., 1994). Na pesquisa das formações florestais pode servir para explicar como uma grande quantidade de indivíduos de várias espécies estão aparentemente aptos a coexistirem num mesmo local (NEWBERY et al., 1986). Essas informações são também importantes porque possibilitam melhorar manejos tradicionais, orientar pesquisadores na elaboração de modelos de manejo sustentável (LEVIN, 1992; MOEUR, 1993) e subsidiar estratégias de conservação de ecossistemas naturais (REIS, 1996).

Este tipo de pesquisa pode fornecer informações que permitam melhorar as técnicas de manejo, reorientar os processos de amostragem nos inventários florestais ou até mesmo o interesse em entender a estrutura espacial de uma espécie florestal. Além disso, a análise de processos espaciais serve para interpretar processos anteriores e interações competitivas em uma floresta (MOEUR, 1993).

Ao longo das duas últimas décadas, substanciais avanços metodológicos foram desenvolvidos para a análise estatística de dados deste tipo. Dentre as principais contribuições destacam-se: CLIFF e ORD (1981), RIPLEY (1981), DIGGLE (1983), UPTON e

FINGLETON (1985), STOYAN et al. (1987), CRESSIE (1991).

Atualmente, existem programas computacionais e metodologias disponíveis que abordam processos espaciais. No entanto, em florestas da Amazônia as metodologias pesquisadas ainda não evoluíram suficientemente em termos de variações de escala e heterogeneidade de espécie. Limitações como programas computacionais e nível de conhecimento estão entre as principais dificuldades de se construir um ambiente integrado que combine técnicas de visualização com análises dos padrões espaciais pontuais.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo Geral

O objetivo principal desta pesquisa foi analisar e descrever a estrutura dos padrões espaciais pontuais não homogêneos de espécies florestais manejadas e avaliar o impacto da exploração sobre cada *padrão* resultante, considerando dentre os fatores físicos a escala das janelas de análise e de observação da área de interesse, visando contribuir com as práticas de manejo florestal em regime de rendimento sustentado na Amazônia.

Para atingir o objetivo geral, cinco objetivos específicos foram desenvolvidos.

1.2.2 Objetivos Específicos

- 1) Elaborar a caracterização geral da pesquisa (tópico 1);
- 2) Apresentar a revisão de literatura sobre as bases estatísticas e computacionais com potencial de uso em pesquisas de processos espaciais pontuais de florestas tropicais (tópico 2);
- 3) Caracterizar a estrutura diamétrica e a frequência fitossociológica, antes e depois do corte seletivo (tópico 3);
- 4) Utilizar a função $K(\cdot)$ para detectar o tamanho da janela de análise indicada para descrever a estrutura de padrões pontuais de espécies florestais da Amazônia (tópico 4) e,
- 5) Propor um critério espacial de controle da seleção de árvores e compará-lo ao

método de seleção tradicional, utilizando a função $K(\cdot)$ como estimador estatístico da distribuição empírica do *padrão* espacial, antes e depois do corte seletivo (tópico 5).

1.3 DESCRIÇÃO DOS TÓPICOS

A tese está organizada em 5 tópicos, onde são abordados conceitos, técnicas, descrição, resultados, discussão e conclusão. Cada tópico vem acompanhado de uma metodologia própria. Apesar de serem independentes e abordarem aspectos específicos, os tópicos mostram integração. Equações, figuras, quadros e tabelas que aparecem no texto, estão referenciadas por numeração sequencial crescente.

O tópico 1 contém a introdução, objetivos, descrição dos tópicos e o fluxo operacional de desenvolvimento da pesquisa. Descrevem-se as principais características físicas da área da pesquisa como localização, clima, relevo, solo e vegetação, bem como os componentes da base de dados utilizada comum aos demais tópicos. Assim, através do tópico 1, o leitor terá oportunidade de entender a motivação para a pesquisa e seus objetivos.

No tópico 2 é fornecida uma revisão de literatura enfocando as bases estatísticas e computacionais com potencial de uso em pesquisas de processos espaciais pontuais de florestas tropicais. Trata-se de um texto básico e introdutório no qual são fornecidas informações essenciais para a compreensão da importância e análise de processos espaciais pontuais.

O tópico 3 descreve os principais componentes da estrutura horizontal e diamétrica da floresta, antes e depois do corte seletivo, utilizando técnicas gráficas sensíveis na captação das alterações promovidas durante a exploração florestal.

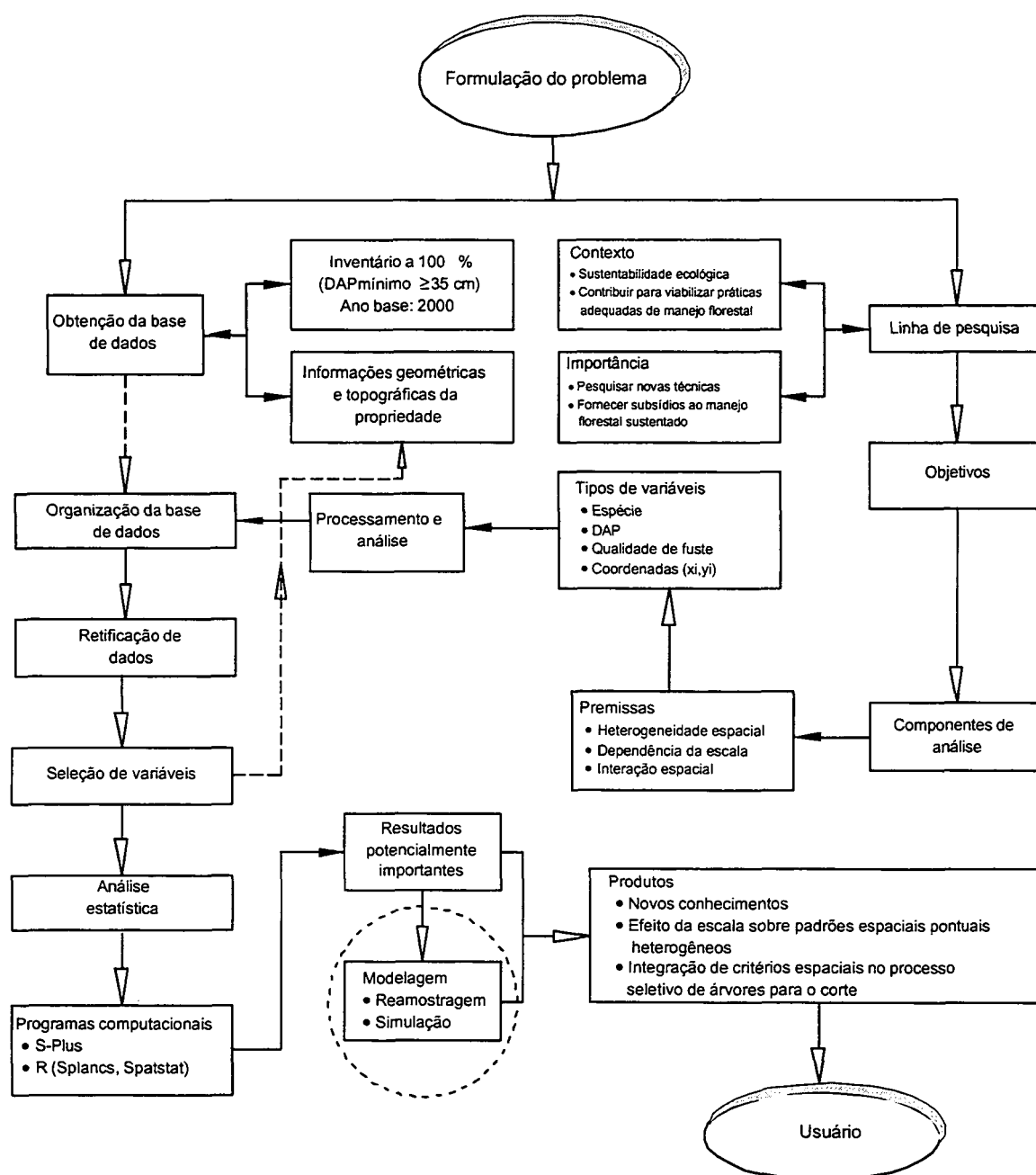
Utilizar a função $K(\cdot)$ para detectar a escala da janela de análise apropriada para descrever a estrutura de padrões pontuais de espécies florestais da Amazônia, constituiu-se no objetivo específico do tópico 4.

Finalmente, no tópico 5 propõe-se um critério espacial de controle da seleção de árvores e utiliza-se a função $K(\cdot)$, como estimador estatístico da distribuição empírica do *padrão* espacial, antes e depois do corte seletivo, comparando-o ao método de seleção tradicional.

O texto completo da tese em arquivo com extensão em **.pdf* está disponível e hospedado no site (<http://www.technonline.com.br/ulisses.htm>), o qual fornece material adicional de outras publicações do autor. A referida homepage pode ser usada para notificar erros, críticas e sugestões, estando disponíveis ainda os seguintes e-mails de contato: *us.cunha@pop.com.br*, *uscfua@ig.com.br*, *ulisses@ufam.edu.br*, *ucunha@ufam.edu.br* ou *us.cunha@ufam.edu.br*.

O fluxo operacional da pesquisa (fig. 1) foi elaborado visando permitir uma visão macro sobre os principais eixos de desenvolvimento da pesquisa, contexto da linha de pesquisa, base de dados utilizada, programas computacionais e produtos esperados com possibilidades de acesso aos usuários. O círculo pontilhado (fig. 1) destaca os componentes da modelagem de processos pontuais estocásticos que por razões operacionais, deixaram de ser tratados na presente pesquisa.

FIGURA 1 – FLUXO OPERACIONAL DA PESQUISA



1.4 MATERIAIS

Os aspectos mais relevantes destacando a área de pesquisa como localização, clima, relevo, solo, vegetação e base de dados serão a seguir abordados, bem como a seleção da área e critérios de escolha das espécies utilizadas.

1.4.1 Localização

A FLONA TAPAJÓS abrange uma área de 600.000ha com sede administrativa na cidade de Santarém. Limita-se a oeste com o rio Tapajós, a leste com a BR-163 (rodovia Santarém-Cuiabá), ao sul com o rio Cupari e ao norte com o paralelo 2° 45' sul. A área escolhida para a pesquisa, está situada entre os paralelos de 2° 40' a 4° 10' de latitude sul e os meridianos de 54° 45' a 55° 30' de longitude oeste de *Greenwich*, dentro dos domínios da FLONA TAPAJÓS, município de Belterra, Estado do Pará. Informações adicionais sobre a localização da área podem ser obtidas através das figuras 2 e 3.

A área utilizada na presente pesquisa com destaque na figura 4, faz parte da Floresta Nacional do Tapajós (FLONA TAPAJÓS). Tem 800ha em formato de um retângulo que mede 4km de comprimento por 2km de largura. Compõe-se de 8 blocos contíguos de 100ha com floresta de terra firme, cada um medindo 1000m no sentido leste-oeste e 1000m no sentido norte-sul. O seu manejo foi realizado em 2000, como parte do programa piloto para florestas tropicais executado pela TREVISIO AGROPECUÁRIA LTDA, através de convênio de cooperação entre o Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (IBAMA) e a International Tropical Timber Organization (ITTO).

FIGURA 2 – LOCALIZAÇÃO GEOGRÁFICA DO MUNICÍPIO DE SANTARÉM, SEDE ADMINISTRATIVA DA FLONA TAPAJÓS

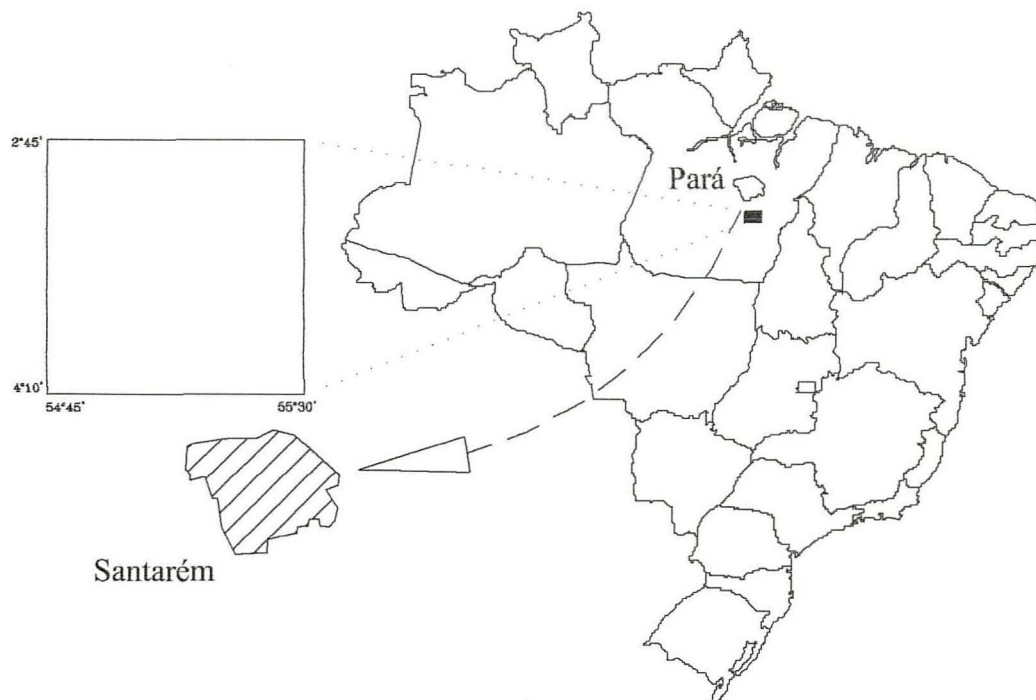


FIGURA 3 – MAPA DE LOCALIZAÇÃO DA FLORESTA NACIONAL DO TAPAJÓS

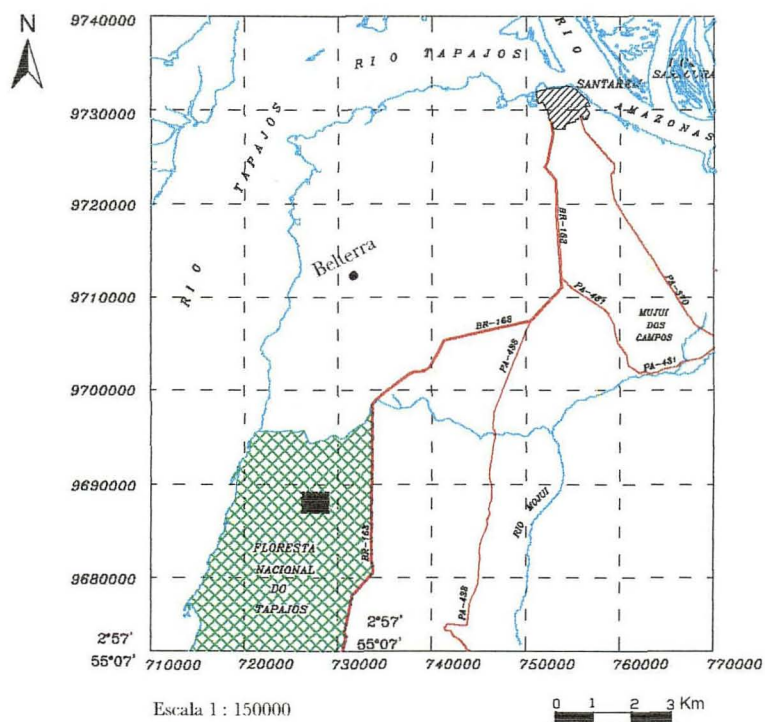
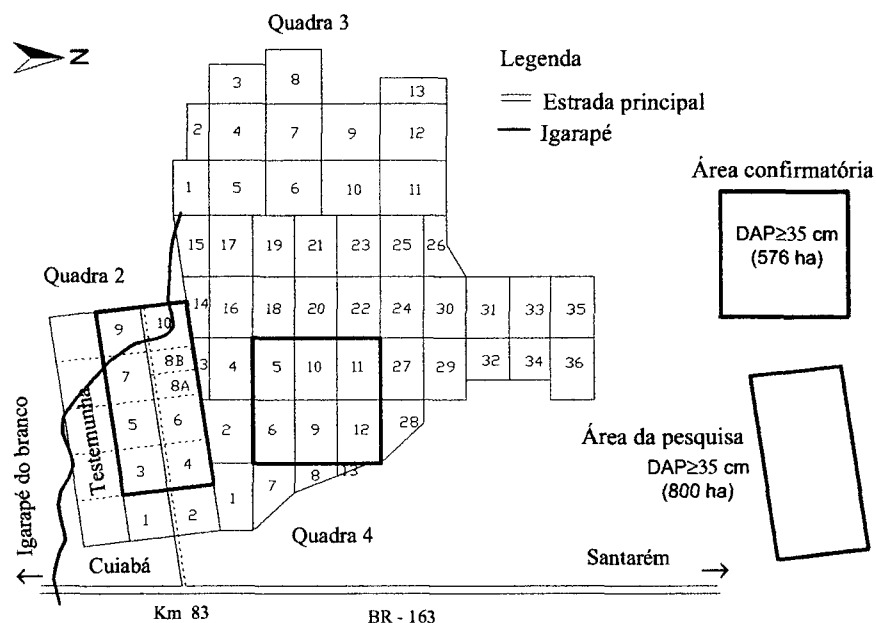


FIGURA 4 – DIVISÃO DAS QUADRAS DE EXPLORAÇÃO EM SUB-QUADRAS E TALHÕES DE CORTES ANUAIS



FONTE: FUPEF. **Inventário comercial da quadra de exploração nº 4 da Floresta Nacional do Tapajós**. Curitiba, 1984, p. 23.

IBAMA/PNUD. **Plano de manejo florestal da Floresta Nacional do Tapajós**, Pará, Brasil. Belém, 1997, p. 28.

1.4.2 Clima

Segundo a classificação de Köppen, que utiliza os valores médios da temperatura do ar e precipitação pluviométrica, o clima predominante pertence ao grupo A (clima tropical chuvoso), que se caracteriza por apresentar temperatura média do mês mais frio sempre superior a 18°C, limite abaixo do qual não se desenvolvem determinadas plantas tropicais.

Os índices pluviométricos anuais atingem valores limitados pelas isoietas de 1.750 e 1.000mm, conforme BRASIL (1976), com duas épocas bem definidas. A mais chuvosa, inicia-se a partir de dezembro ou janeiro, com cinco ou seis meses de duração, tendo como os mais chuvosos os meses de março e abril, e a época menos chuvosa abrange o período de maio a novembro.

1.4.3 Relevô

A oeste da FLONA TAPAJÓS, em uma faixa que varia de 5 a 20km de extensão, localiza-se a área denominada flanco, que é constituída de terrenos acidentados e superfícies planas em direção ao rio Tapajós. O restante da floresta compreende as bacias hidrográficas do rio Curuá-Una, onde os rios correm a leste.

Segundo FUPEF (1984, p. 10), a unidade de relevo presente na área de interesse apresenta-se com extensas superfícies de forma tabular, conhecidas e denominadas na região como "platôs". Um exemplo representativo é o "platô de Belterra". A parte oriental deste planalto ocupa uma área a partir da margem direita do Rio Tapajós, com altitudes oscilando entre 120 e 170m, constituindo-se de sedimentos terciários de formação barreiras, depositados sobre a Sinêclise do Amazonas.

A parte sul é mais acidentada, com declives íngremes ao longo dos igarapés e dos terrenos ondulados que geralmente tomam o rumo nordeste. A parte ocidental da unidade morfoestrutural ocupa menor espaço geográfico e caracteriza-se fundamentalmente por relevo residual da superfície tabular com aproximadamente 100km de norte a sul e alguns outros de menor extensão. Limita-se em todas as direções com o planalto rebaixado da Amazônia (Médio Amazonas), sendo os limites marcados por rebordos erosivos.

1.4.4 Solos

De acordo com BRASIL (1976), esta região caracteriza-se pedologicamente, pela ocorrência de solos com predominâncias de latossolos amarelos distróficos de diferentes texturas, recobertos por uma floresta densa. Tal unidade compreende solos minerais com horizonte B latossólico, que corresponde ao óxido da classificação americana, geralmente ácidos, muito profundos e friáveis.

Como variação desta unidade, ocorre o latossolo amarelo distrófico plântico de textura média e argilosa. Associados a esta classe são encontrados na área, os solos concrecionários lateríticos indiscriminados distróficos textura indiscriminada e areias quartzosas distróficas. Estes solos ocorrem em diversos tipos de relevo, variando desde plano a forte ondulado, sob vegetação de floresta densa, e são originados a partir de sedimentos do Terciário.

A saturação de bases é caracteristicamente baixa, quase sempre inferior a 20%,

consequência imediata da pobreza mineral do material de origem, representado por sedimentos de textura variável do Terciário.

1.4.5 Vegetação

De acordo com BRASIL (1992, p. 16) a área enquadra-se no bioma Amazônico (floresta equatorial, região fitoecológica da floresta ombrófila densa e estágio sucessional clímax). A floresta ombrófila densa subdividida pelos quadrantes ecológicos (litologia, morfologia e clima), em termos de aspectos fisionômicos e florísticos, caracterizam a tipologia florestal dominante na região.

Segundo BRASIL (1976) existem duas regiões ecológicas identificadas na área, cada uma com características específicas: floresta de terra firme de "platôs" e flanco ou de declive. Os levantamentos florísticos e fisionômicos mostraram que esta sub-região pode ser dividida em dois ecossistemas.

- a) Baixos platôs - são constituídos de terrenos baixos, com declives pouco variáveis em direção à calha do rio Amazonas e solos de textura pesada (argilosos).
- b) Baixos platôs dissecados - são constituídos de terrenos com solos de textura média, apresenta um relevo bastante movimentado dissecado em platôs, com encostas ravinadas e vales estreitos.

O quadro 1, traz uma lista contendo sessenta e duas espécies inventariadas que ocorrem na região da FLONA TAPAJÓS. Apresenta-se também na área uma fisionomia florestal densa, com indivíduos emergentes, ocupando as áreas aplainadas dos platôs, caracterizada não só por apresentar alto volume, como também pela presença de espécies de alta cotação de preços nos mercados externo e interno.

QUADRO 1 – LISTA DE ESPÉCIES INVENTARIADAS (DAP≥35 cm) COM POTENCIAL PARA O MANEJO FLORESTAL, 2000

Espécies comerciais exploradas como 1ª opção					
N	Codn	Codc	Nome Regional	Nome Científico	Família
1	12	amai	amapá	<i>Brosimum Lactescens</i> (S. Moore)	Moraceae
2	121	amao	amarelão	<i>Apuleia moralis</i> Benth	Leguminosae
3	14	anni	anani	<i>Simphonia globulifera</i> L.F.	Guttiferae
4	15	andi	andiroba	<i>Carapa guianensis</i> Aubl.	Meliaceae
5	188	anpe	angelim pedra	<i>Dinizia excelsa</i> Ducke	Leguminosae
6	41	cedr	cedro	<i>Cedrela fissilis</i> Ducke	Meliaceae
7	48	cone	coração de negro	<i>Swartzia corrugata</i> Benth	Leguminosae
8	50	cuma	cumaru	<i>Dipteryx odorata</i> (Aubl. Willd)	Leguminosae
9	59	faei	faeira	<i>Roupala thomensiana</i> Mart.	Proteaceae
10	62	faam	fava amargosa	<i>Vataireopsis speciosa</i> Ducke	Leguminosae
11	75	freb	freijo branco	<i>Cordia bicolor</i> A. DC.	Boraginaceae
12	76	frec	freijo cinza	Não identificada	-
13	81	gomb	gombeira	<i>Swartzia stipulifera</i> Harms	Leguminosae
14	82	guar	guariuba	<i>Clarisia racemosa</i> Ruiz e Pav.	Moraceae
15	211	ipea	ipê amarelo	<i>Tabebuia</i> sp	-
16	212	iper	ipê roxo	<i>Tabebuia impetiginosa</i>	-
17	85	itau	itaúba amarela	<i>Mezilaurus itauba</i> (Meiss) Taub et Mez	Lauraceae
18	86	itab	itaúba abacate	<i>Mezilaurus lindaviana</i> Et. Mez.	Lauraceae
19	88	jaca	jacareúba	<i>Callophyllum brasiliense</i> Camb.	Guttiferae
20	93	jato	jutobá	<i>hymenaea</i> cf. <i>courbaril</i> L.	Leguminosae
21	101	lofa	louro faia	<i>Euplassa pinata</i> Jonhst	Lauraceae
22	103	lopr	louro preto	<i>Nectandra mollis</i> Nees.	Lauraceae
23	102	love	louro vermelho	<i>Nectandra rubra</i> (Mez) C.K. Allen	Lauraceae
24	104	maca	macacauba	<i>Platymiscium duckei</i> Huber	Leguminosae
25	105	mass	maçaranduba	<i>Manilkara huberi</i> Ducke	Sapotaceae
26	108	mand	mandioqueira	<i>Qualea paraensis</i> Ducke	Vochysiaceae
27	111	mapa	maparajuba	<i>Manilkara amazonica</i> Hub.	Sapotaceae
28	118	muga	muirapiranga	<i>Brosimum paraense</i> Hub.	Moraceae
29	119	muix	muirapixuna	<i>Cassia scleroxylum</i> Ducke	Lecythidaceae
30	141	piqi	piquiá	<i>Caryocar nillosum</i> Aubl.	Caryocaraceae
31	147	quar	quaruba verdadeira	<i>Vochysia maxima</i> Ducke	Vochysiaceae
32	152	suam	sucupira amarela	<i>Vatairea sericea</i> Ducke	Leguminosae
33	153	supr	sucupira preta	<i>Diploptropis purpurea</i> (Rich) Amsh	Leguminosae
34	163	tata	tatajuba	<i>Bagassa guianensis</i> Aubl.	Moraceae
35	166	taca	tauari cachimbo	<i>Couratari</i> sp	Lecythidaceae
36	167	tent	tento	<i>Ormosia nobilis</i> Tull.	Leguminosae
Espécies comerciais exploradas como 2ª opção					
N	Codn	Codc	Nome Regional	Nome Científico	Família
37	9	amap	amapá	<i>Parahancornia amapa</i> (Hub.) Ducke	Apocynaceae
38	17	anra	angelim rajado	<i>Pithecelobium racemosum</i> Ducke	Leguminosae
39	19	arar	araracanga	<i>Aspidosperma</i> sp	Apocynaceae
40	25	brsu	breu sucubura	<i>Trattinickia</i> sp	-
41	47	cupi	cupiúba	<i>Goupia glabra</i> Aubl.	Celastraceae
42	58	esma	escorrega macaco	<i>Capirona huberiana</i>	Rubiaceae
43	100	loam	louro amarelo	<i>Aniba</i> sp	Lauraceae
44	115	mela	melancieira	<i>Alexa grandiflora</i> Ducke	Leguminosae
45	117	mott	morototó	<i>Didymopanax morototoni</i> (Aubl.) Decne et Planch	Araliaceae
46	119	muix	muirapixuna	<i>Cassia scleroxylum</i> Ducke	Lecythidaceae
47	122	muig	muiratinga	<i>Maquira sclerophylla</i> (Ducke). Berg	Moraceae
48	132	papa	pará pará	<i>Jacaranda copaia</i> D. Don.	Bignoniaceae
49	133	paca	paricá	<i>Schislobium amazonicum</i> Ducke	Leguminosae
50	138	pmar	pau marfim	<i>Agonandra brasiliensis</i>	Oleaceae
51	142	piqn	piquiarana	<i>Caryocar glarum</i> (Aubl.) Pers	Caryocaraceae
Espécies comerciais exploradas como 3ª opção					
N	Codn	Codc	Nome Regional	Nome Científico	Família
52	21	bacu	bacuri	<i>Platonia insignia</i> Mart.	Guttiferae
53	67	fabo	fava bolota	<i>Parkia</i> sp	Leguminosae
54	114	mtmt	mata mata	<i>Eschweilera odorata</i> (Poepp). Miers.	Lecythidaceae
55	129	mure	mururé	<i>Brosimopsis obovata</i> Ducke	Moraceae
56	38	csts	castanha sapucaia	<i>Lecythis paraensis</i> Aubl.	Lecythidaceae
57	155	suma	sumatúma	<i>Ceiba pentandra</i> L. Gaerth	Bombacaceae
58	63	fart	fava arara tucupi	<i>Parkia multijuga</i> Benth	Leguminosae
59	74	fati	fava timbauba	<i>Enterolobium maximum</i> Ducke	Leguminosae
60	178	uxi	uxi	<i>Endopleura uchi</i> Hub.	Humiriaceae
Espécies de interesse estrutural exploradas					
N	Codn	Codc	Nome Regional	Nome Científico	Família
61	4	acar	acariguara	<i>Minuartia macrophylla</i> Ducke	Oleaceae
62	91	jara	jarana	<i>Holopyxidium jarana</i> Ducke	Lecythidaceae
Espécies protegidas por lei					
N	Codn	Codc	Nome Regional	Nome Científico	Família
63	37	cstp	castanha do pará	<i>Bertholletia excelsa</i> Humb e Bonpl.	Lecythidaceae

Fonte: Treviso Agropecuária Ltda, Santarém, 2001

Os produtos florestais madeireiros e não madeireiros da FLONA TAPAJÓS vêm sendo explorados há cerca de sessenta anos. Os produtos não madeireiros incluem a tradicional extração de frutas e sementes, como a Castanha-do-Pará, Piquiá, chicle e oleoresinas, substâncias medicinais e materiais de construção. A coleta de chicle efetua-se através da derrubada, contribuindo negativamente para a destruição de importantes estoques de Maçaranduba.

Apresenta-se a seguir uma relação de algumas espécies, com descrição sumária da sua importância e uso:

a) Andiroba – Além da madeira de alto valor comercial, a Andiroba é muito utilizada pelos ribeirinhos na FLONA TAPAJÓS, principalmente pelo uso dos frutos de cujas sementes se extrai um óleo muito utilizado na medicina popular como remédio para inchaços, traumatismos, amigdalites, faringites, afecções da boca e outros usos. Do bagaço residual da extração do óleo fabrica-se sabão de uso doméstico local.

b) Cumaru – Além da madeira, as sementes do Cumaru têm alto valor comercial em Santarém. Além do uso industrial como aromatizante para tabaco, chocolate e bebidas, possui também propriedades terapêuticas. O óleo obtido das sementes ajuda a curar úlceras bucais, nevralgias, coqueluches, dores fortes de cabeça e das articulações, tuberculoses e adenopatias.

c) Jatobá (Jutaí-açu) – A sua principal importância além da madeira, está em sua resina, que depois de retirada do fuste, é dissecada e, em forma cristalina é usada na indústria de vernizes e na calafetagem de barcos em Santarém.

d) Maçaranduba – Os ribeirinhos da FLONA TAPAJÓS costumam usar o látex que é exsudado através da sangria do fuste e depois dessecado ao sol, resultando na balata, um produto plástico que difere da borracha por ser duro.

e) Ipê roxo (Pau d' arco roxo) – Da sua árvore é extraída a casca que é empregada pelos ribeirinhos no tratamento contra as inflamações da mucosa bucal, úlceras da garganta, estomatite, anginas e outros usos. De uma árvore pode-se ter, em média, 35 kg de casca, sem comprometer uma coleta contínua.

f) Piquiá – O seu principal uso além da madeira, é a grande aceitação que têm seus frutos, quer como alimento, quer para o fabrico de óleo, principalmente para fins medicinais, como inflamações, traumatismos e outros usos.

1.4.6 Base de Dados

Os dados usados nesta pesquisa provêm do inventário florestal a 100% realizado pela TREVISIO AGROPECUÁRIA LTDA no ano de 2000 e corresponde à mesma área inventariada pela FUFEP (1983) com blocos de 1000 x 1000m (quadra 2, figura 4). A quadra 3 com área de 1100ha, foi inventariada pela FCAP em 1991 (fig. 4) e a quadra 4 com área de 3.012ha foi inventariada pela FUFEP em 1984.

Há que se fazer referência ao trabalho pioneiro da FUFEP nos anos de 1983/84 na FLONA TAPAJÓS, no qual se desenvolveu metodologia para inventário a 100% com técnicas especiais para as florestas da Amazônia, cujo modelo na sua concepção vem sendo seguido por instituições de ensino e pesquisa que atuam na região como (FCAP, EMBRAPA, INPA, UFAM), organizações não governamentais e fundações como (IMAZON, FFT) e por empresas madeireiras que atuam na região como (CIKEL, MIL MADEIREIRA, GETHAL, TREVISIO, dentre outras).

1.4.6.1 Inventário a 100%

Antes do levantamento florestal, a área de 1000ha (quadra 2, figura 4) foi delimitada topograficamente com pontos de referência nas proximidades do km 83 da rodovia BR-163, Santarém-Cuiabá.

O inventário florestal a 100% foi executado no mês de novembro de 1999 (blocos 1 e 2) e no mês de maio de 2000 (blocos 3, 4, ... , 10) onde em ambas as ocasiões foi adotado o seguinte procedimento básico: abertura de picadas de orientação distanciadas a cada 50 ou 100 metros e demarcadas sequencialmente em intervalos de 25 e 50 metros, respectivamente.

Foram inventariados 100% dos indivíduos com diâmetro a altura do peito (DAP) acima de 35cm totalizando cerca de 195 espécies, à exceção de trinta espécies estabelecidas num acordo técnico entre IBAMA/TREVISIO, dentre as quais destacam-se Envira preta (*Gatteria poeppigiana* Mart.) e Tachi preto (*Tachigalia paniculata* Aubl.). Do total de 195 espécies inventariadas (DAP≥35cm), uma lista contendo sessenta e duas espécies (quadro 1, p. 12) foram selecionadas como opções de manejo sendo trinta e seis como 1ª opção, quinze como 2ª opção, nove como 3ª opção e duas de interesse estrutural.

O inventário também adotou várias classificações diamétricas para efeito de medição

do diâmetro mínimo. Assim, foi adotado o DAP mínimo de 35cm para as espécies Angelim rajado (*Pithecelobium racemosum* Ducke), Andiroba, Sucupiras, Breus (*Protium* sp), Tachis (*Sclerolobium* sp) e Louros (*Ocotea* sp) e de 45cm para as demais espécies.

Conforme relatado por FUPF (1983, p. 222-223), as características superficiais do solo mostraram haver uma transição brusca na divisória dos blocos 3 e 4 com os blocos 5 e 6 da quadra 2 (fig. 4, p. 9). Os quatro primeiros blocos têm solos argilosos enquanto os demais são arenosos. Essa diferença de solo pode ser apontada como uma das causas da ocorrência de maior volume e abundância nos quatro primeiros blocos.

O bloco 7 é inteiramente cortado pelo igarapé do branco. Este mesmo igarapé percorre uma pequena porção do bloco 9 e uma porção maior do bloco 10. Nos blocos 1, 7, 8 e 9, ocorrem ainda pequenos drenos com potencial de alagamento no período das chuvas. Estes drenos na maioria das vezes apresentam paredes pouco íngremes, no entanto, no bloco 8, em certos trechos, apresentam paredes altas de quase 90°. Outra característica a ser considerada é com relação à presença de áreas cipoálicas, embora em geral o sub-bosque apresente-se bastante livre como é típico na maioria das tipologias de terra firme da floresta Amazônica.

De um modo geral, menor volume de madeira indica maior número de clareiras e maior concentração de áreas cipoálicas. Mas esse aspecto não é o único responsável pela variabilidade da floresta; contribuem também os solos arenosos para a baixa densidade de árvores e os solos argilosos onde se encontram quase sempre porções de floresta de melhor qualidade.

Para cada árvore mapeada, foram anotados o número da árvore, nome comum, posição das árvores por coordenadas cartesianas (x_i, y_i), DAP, altura comercial e avaliação da qualidade de fuste em termos de aproveitamento comercial. Nas porta-sementes as etiquetas foram afixadas com pregos na altura do DAP das árvores e preferencialmente, do lado da linha imaginária de controle, objetivando facilitar verificações posteriores sobre as medições realizadas.

O volume individual sem casca foi estimado pela seguinte equação desenvolvida por QUEIROZ (1984), por cobrir $DAP \geq 10cm$:

$$v = 0,077476 + 0,517897 \times h \times DAP^2 \quad (1)$$

em que

v = volume individual sem casca, em m^3

h = altura comercial, em metros

DAP = diâmetro à altura do peito, em metros

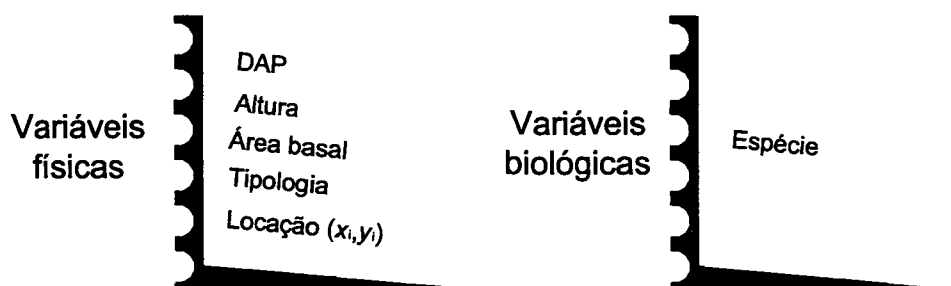
Foi adotado o diâmetro mínimo de corte de 50cm para as espécies Angelim rajado, Andiroba, Sucupiras, Tachis, Breus e Louros, 75cm para as espécies Jatobás (Jutaí-açu), Piquiá, Piquiarana e Sumaúma e 55cm para as demais espécies.

Por questões comerciais para algumas espécies de madeira branca como Fava tapete (*Schizolobium amazonicum*), Fava bolota, Breu sucububa e Breu vermelho (*Protium puncticulatum*), Morototó, Mururé e Sumaúma foi utilizado um diâmetro mínimo de corte de 73cm. Em atendimento ao previsto no contrato e na legislação florestal, 10% do estoque comercial para um DAP mínimo de corte de 50cm foi mantido, à exceção das espécies com DAP mínimo de corte acima de 55cm em cujo intervalo de 55 a 72cm ou 74cm considerou-se incluso nos 10%.

1.4.6.2 Escolha da área pesquisada

A seleção dos talhões para fazer parte deste projeto de pesquisa teve por princípio, a escolha de uma área contínua de floresta com formato regular que permitisse combinar variações em forma e tamanho compatível com áreas similares em escala comercial. Como resultado foram selecionados 8 blocos contíguos de formato retangular medindo 1000m x 1000m, totalizando 22905 indivíduos com DAP (cm) ≥ 35 em 800 hectares (quadra 2, figura 4, p. 9). Dentre os talhões com 100ha, o bloco 4 foi o que apresentou o maior número de medições com 3997 árvores mapeadas, enquanto o bloco 5 apresentou o menor número com 2087 árvores.

O tamanho da área de pesquisa teve influência sobre a escolha de variáveis que somente podem ser consideradas em certas escalas. Considerou-se também aspectos como factibilidade das técnicas e metodologias e disponibilidade de informação que já tinha sido compilada. Com isso, as variáveis objeto desta pesquisa foram sumarizadas em variáveis físicas e biológicas.



Os dados foram analisados a partir da base diamétrica de 35cm, por ter sido o valor mínimo de referência utilizado em 2000.

1.4.6.3 Seleção das variáveis utilizadas

A escolha de variáveis é completamente dependente do nível de detalhamento do inventário a 100% e de outros estágios do processo, o que significa que a escolha de variáveis deve ser feita à luz dos objetivos, observando-se a escala e o nível de detalhe pretendido na compilação da informação. A escolha de uma variável algumas vezes é muito clara. Em outras vezes esta escolha é menos óbvia. Como os possíveis conjuntos de aspectos a serem inventariados são grandes é desejável limitar desde o início sem comprometer a integração das fases.

É freqüente na pesquisa biológica a necessidade de classificar os objetos em grupos. A separação das espécies em grupos é uma prática bastante utilizada em florestas tropicais e visa reunir espécies com características semelhantes em termos de dinâmica espacial. A determinação de grupos de espécies se fez necessária devido à heterogeneidade de comportamentos e hábitos das espécies que ocorreram no inventário florestal.

Embora existam inúmeras técnicas que permitem estabelecer uma tipologia de indivíduos, bem como avaliar se existem grupos de variáveis correlacionadas entre si e evidenciar a tipologia de variáveis, preferiu-se recorrer aos grupos de espécies pré-especificados por EMBRAPA (2000), com base nas seguintes justificativas:

a) Em termos biológicos os processos de classificação mais difundidos são a classificação subjetiva, desenvolvida por SWAINE E WHITMORE (1988) a qual utiliza os hábitos das espécies como referência na constituição dos grupos e a classificação numérica, desenvolvida por FAVRICHON (1994) que se apóia em atributos quantitativos na formação dos grupos e,

b) Apesar disso, a interpretação dos grupos configurados e sua utilidade prática são aspectos ainda bastante vulneráveis em termos científicos, quando um conjunto de características é estendida no nível de população, pois, tipo de folhas, casca, frutos e aparência do fuste não são suficientes para assegurar a identificação de indivíduos pertencentes a uma mesma espécie florestal.

As espécies selecionadas (quadro 2), integram a lista de prioridades do projeto DENDROGENE e são parte de estudos multidisciplinares envolvendo modelagem e dinâmica de populações. Por essas razões, na escolha das espécies se procurou potencializar os conhecimentos disponíveis e convergir com outras linhas de pesquisas, em andamento na Amazônia, que já utilizam essas espécies.

A referida lista é composta por espécies de importância comercial e ecológica e aparentemente sem problemas de identificação. O principal critério utilizado na escolha foi a facilidade de identificação por mateiros da região, tendo sido aceito que as equipes de um inventário, formadas por mateiros de diferentes regiões da Amazônia, não teriam problemas na identificação.

QUADRO 2 – LISTA DAS ESPÉCIES USADAS NA PESQUISA

Grupo	Nome Regional	Nome Científico	Família
G-①	① Cupiúba	<i>Goupia glabra</i> Aubl.	<i>Goupiaceae</i>
	① Pará pará	<i>Jacaranda copaia</i> Aubl. D. Don	<i>Bignoniaceae</i>
G-②	② Jatobá	<i>Hymenaea Courbaril</i> L.	<i>Leguminosae</i>
	② Louro vermelho	<i>Sextonia rubra</i> Mez van der Werff	<i>Lauraceae</i>
	② Maçaranduba	<i>Manilkara huberi</i> Ducke A. Chev.	<i>Sapotaceae</i>
G-③	③ Andiroba	<i>Carapa guianensis</i> Aubl.	<i>Meliaceae</i>
	③ Breu sucuruba	<i>Trattinickia</i> sp	<i>Burseraceae</i>
	③ Cumaru	<i>Dipteryx odorata</i> Aubl. Willd.	<i>Leguminosae</i>
	③ Ipê	<i>Tabebuia serratifolia</i> Vahl Nichols	<i>Bignoniaceae</i>
	③ Piquiá	<i>Caryocar villosum</i> Aubl. Pers	<i>Caryocaraceae</i>

G-①: Espécie pioneira

G-②: Espécie clímax de crescimento lento (tolerante à sombra)

G-③: Espécie clímax de crescimento rápido (demandante de luz)

2 BASES ESTATÍSTICAS E COMPUTACIONAIS PARA ANÁLISE DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS COM POTENCIAL DE USO EM FLORESTAS TROPICAIS

2.1 INTRODUÇÃO

Noções básicas sobre aspectos formais e conceituais são essenciais para a formação de um embasamento teórico mínimo sobre processos espaciais pontuais. Neste tópico é apresentada uma lista resumida de alguns conceitos estatísticos sobre processos pontuais com a finalidade de oferecer um suporte ao leitor com experiência limitada no assunto. O texto também acompanha uma descrição sumária de alguns programas computacionais para estatística espacial com potencial de uso em pesquisas de manejo sustentado de florestas tropicais.

Vários argumentos podem ser formulados sobre o porquê adotar dados e técnicas de análise espacial. Primeiro, os espaços fornecem meios simples, porém úteis de manipular grandes massas de dados. Segundo, sob a perspectiva espacial pode-se ter fácil acesso à informação sobre a locação relativa de objetos e eventos. Terceiro, permite relacionar objetos ou vários tipos de eventos e processos formalizados como sobreposição. Finalmente, nas aplicações em ciências ambientais, a distância entre objetos e eventos é frequentemente um importante fator na determinação da interação observada.

2.2 MANEJO SUSTENTADO DE FLORESTAS TROPICAIS

Definir o que constitui manejo florestal sustentável (MFS) na prática é complexo. As interações entre flora e fauna em um ecossistema florestal são complexas e frequentemente difíceis de entender. As consequências das ações tomadas hoje somente serão mostradas com mais evidências em sucessivos ciclos de corte. Por esta razão, algumas pessoas consideram que a frase "manejo florestal sustentável" não poderia ser usada para descrever sistemas de manejo correntes.

Outras frases preferidas são: "bom manejo", "manejo de baixo impacto", "manejo de impacto reduzido" e "floresta bem manejada". Essa confusão sobre termos e semânticas torna-se desnecessária quando os objetivos do manejo são claramente definidos, ou seja, o manejo florestal para ser sustentado, deve garantir a disponibilidade dos recursos existentes em níveis de estoques e condições, compatíveis com os atuais, para as futuras gerações.

Não obstante as tentativas de se compreender as definições de MFS, pode sempre ser arguido que existem muitas práticas que são amplamente reconhecidas como insustentáveis e que inevitavelmente levam a floresta à degradação. Por exemplo, ações que causem uma quebra na capacidade de regeneração natural ou que excluam comunidades locais são insustentáveis.

Manejo florestal sustentado significa mais do que garantir a produção sustentada de produtos madeireiros e não madeireiros a partir da floresta. Em todo o planejamento das operações florestais, definição de produção sustentada para explorar, monitoramento dos efeitos do manejo, proteção da floresta contra atividades ilegais e otimização dos benefícios derivados da floresta são aspectos essenciais a serem considerados.

Segundo LESLIE (1994), o manejo florestal sustentável tem que incluir a produção madeireira sustentável com colheita de baixo impacto, que pode ser alcançado obedecendo as seguintes condições:

- a) Derrubada de poucas árvores por hectare;
- b) Evitar danos irreparáveis à floresta residual (árvores designadas para o corte subsequente e regeneração natural estabelecida e,
- c) Retenção e proteção de todos os tipos de vegetação com função importante no funcionamento do ecossistema e nos processos ecológicos.

Estas condições dependem de: não usar máquinas pesadas para o arraste, derrubada orientada, estradas e trilhas de escoamento e arraste devem ser planejadas, não trabalhar durante o período chuvoso.

Definições de práticas florestais sustentáveis com meta de manejo orientada para a "produção sustentada" de um número limitado de produtos madeireiros, apesar de bastante utilizadas na teoria e na prática, outros produtos e serviços originados da floresta, como função de proteção da qualidade da água, solos e sítios arqueológicos também estão crescendo de importância. Isto significa que os gerentes florestais responsáveis pelo MFS devem procurar equilibrar os diferentes objetivos do manejo, pois a maximização da produção de madeira sobre poucas espécies de interesse comercial, por exemplo, pode refletir negativamente na taxa de recuperação da floresta e na amortização do custo do manejo.

De acordo com DAWKINS E PHILIP (1998, p. 270) sustentabilidade significa: i) a

manutenção do nível de todos os produtos, ii) a manutenção dos processos ecológicos essenciais, tais como regulação do regime de água e ciclagem de nutrientes, iii) a manutenção da diversidade biológica no ecossistema, espécies e níveis gênicos e, iv) a satisfação das necessidades básicas das comunidades que vivem dentro e no entorno da floresta.

De acordo com POORE (1989), as condições favoráveis à sustentabilidade são: i) um estado florestal permanente, ii) garantia para os manejadores, iii) controle operacional, iv) recursos adequados para o manejo florestal, v) decisão de governo, vi) informação adequada e, vii) a participação de comunidades.

POORE (1989) também afirmou que, nenhuma floresta tropical sob manejo florestal sustentado tem alcançado até 3 ciclos de corte – tal que não se sabe se é ou não sustentável. Níveis de intensidade de manejo variam desde mínima intervenção até melhoria do povoamento e enriquecimento. Em todas as regiões tropicais o planejamento e controle do manejo são deficientes – com os melhores exemplos de manejo sendo:

- na Tailândia, Mae Poong
- na península da Malásia, Jengai em Trengganu
- na área fundação Sabah
- nas Filipinas, Nasipit Lumber Company
- em Sumatra, Padeco, Sungei Rawas e o Rio Musi
- em Queensland

Em qualquer situação a sustentabilidade é altamente dependente da escala do empreendimento, pois as operações em pequenas ou grandes áreas podem ser inapropriadas para os níveis de impactos da exploração, crescimento e produção esperados. Em termos de manejo florestal, conhecer o crescimento das espécies permite: i) escolher as espécies a serem manejadas; ii) selecionar as espécies que devem ser protegidas; iii) projetar o ciclo de corte em bases mais sólidas e, iv) prescrever tratamentos silviculturais mais adequados. Além disso, aspectos como custos, produtividade, organização das atividades e contratação de especialistas dependem do tipo e da escala em que serão desenvolvidas as operações.

Na segunda metade do século XIX, silvicultores europeus levaram para a Ásia os sistemas silviculturais desenvolvidos no velho continente, buscando adaptá-los ao manejo das florestas tropicais. No início do século XX a atividade silvicultural foi levada para a África, também por silvicultores europeus e chegou à América no início dos anos de 1940. O

conjunto dessas experiências deu origem ao manejo das florestas tropicais.

O sistema silvicultural e o inventário formam a base para o manejo florestal sustentado. Através do inventário pode-se determinar a quantidade e qualidade dos recursos florestais disponíveis para manejar tais como espécies, dimensões, volume, número de árvores, área basal, vitalidade das árvores, qualidade de fuste, além de tipo de solo, cursos d' água e densidade de cipós.

O primeiro passo para o sucesso de um projeto de manejo florestal sustentado (PMFS) é o planejamento no nível estratégico, tático e operacional. A falta de planejamento e uso efetivo do uso da terra tem sido percebido tanto em áreas com floresta abundante e populações relativamente pequenas, especialmente na Indonésia e na bacia Amazônica e em áreas onde a floresta é escassa. Em lugares onde a floresta foi delimitada por zoneamento ecológico, a necessidade de uso racional tem maiores chances de resultar em erros pequenos.

Para permitir um planejamento detalhado da unidade de produção (UP), a realização de um inventário pré-exploratório a 100% com a obtenção das coordenadas (x_i, y_i) de posição das árvores é requerido a partir de um certo diâmetro, que em princípio pode ser fixado como sendo 30% menor do que o diâmetro mínimo estabelecido para o corte.

Em algumas áreas do mundo e em alguns tipos de florestas existem sistemas silviculturais bem estabelecidos, em outras regiões como no caso da Amazônia, os sistemas ainda estão sendo desenvolvidos e adaptados. Assim sendo, a escolha de um sistema silvicultural deve basear-se em:

- tipo de floresta
- composição de espécies existentes
- condições ambientais, tais como solo, topografia e clima
- mão-de-obra e
- produtos finais e serviços a serem alcançados

O sistema silvicultural selecionado afetará:

- as taxas de crescimento das espécies manejadas
- a biodiversidade e a vida silvestre
- a sustentabilidade ecológica
- a produção de sementes
- a regeneração
- a ecologia florestal

- aceitabilidade social

A escolha do sistema silvicultural é crucial para determinar se a floresta pode fornecer os produtos e serviços desejados em bases sustentáveis. Assim, a sustentabilidade do ecossistema florestal sob manejo depende dos sistemas silviculturais aplicados – a aplicação de um sistema silvicultural errado prejudicará a capacidade da floresta se regenerar ou alcançar os resultados desejados.

Um dos problemas críticos do manejo florestal na Amazônia é o tamanho de clareiras e seu impacto sobre a taxa de restabelecimento da floresta depois da exploração. Como ainda existe pouca silvicultura ou manejo florestal sustentável sendo praticados na Amazônia, as pesquisas sugerem que a floresta pode ser sustentável usando um sistema de corte policíclico removendo cerca de 30 m³/ha em um ciclo de corte de 30 anos, porém permanece a questão se isto pode ser realmente praticado e controlado.

Embora atualmente estejam sendo desenvolvidas técnicas de manejo na Amazônia com expectativa de melhoria do nível tecnológico e redução de impactos e apesar do empenho dos pesquisadores, constata-se que a exploração dos recursos florestais como está sendo feita atualmente não é sustentável e desvaloriza as áreas em longo prazo, pois, os interesses econômicos ainda dominam sobre a necessidade de manejar a floresta utilizando-se princípios silviculturais que controlem a ameaça de destruição das florestas primárias.

2.3 TEORIA BÁSICA DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS

2.3.1 Descrição dos Estados de Processos Espaciais

A superfície da terra pode ser considerada como um *continuum* espaço-temporal no qual processos de diferentes tipos acontecem. Estes processos poderão ser: desenvolvimento da cobertura vegetal, processos geológicos, processos demográficos, desenvolvimento do uso da terra, dentre outros.

Cada processo é o resultado da interação de forças causadas e afetadas por fatores externos e internos e conduziria aos *padrões* espaciais de características do terreno com o passar do tempo. Duas principais classes de processos associadas à formação de *padrões* espaciais pontuais podem ser distinguidas:

a) A primeira classe refere-se aos processos com um campo característico, isto é, o

esforço da interação de forças é uma função da posição e o resultado do *padrão* pode ser expresso em termos da posição dependente do campo de valores.

b) A segunda classe de processos é baseada na interação espacial dos objetos, onde o *padrão* resultante de tais processos pode ser expresso pela distribuição espacial e estado desses objetos.

A distinção dessas duas classes de processos em ciência levou ao debate filosófico sobre as diferentes percepções do espaço que eles implicam e sobre a questão se estas percepções são diferentes em princípios, vide, por exemplo, NUNES (1995). O resultado deste debate enfocando diferentes percepções do espaço tem motivado consequências pragmáticas para aplicações em sistema de informação geográfica (SIG) e análise espacial.

As descrições do terreno referentes a *padrões* espaciais que são consideradas como estados de tais processos em algum momento específico, podem ser consideradas como parte do domínio espaço-temporal no qual tais processos foram definidos.

2.3.2 Processos Espaciais Pontuais Estocásticos

A palavra estocástico deriva do grego e significa aleatório ou chance. O antônimo é segurança, determinístico ou certeza. Um processo estocástico é uma família de variáveis aleatórias. Processos estocásticos são caracterizados pelas relações de dependência que existe entre suas variáveis. Segundo SARIDIS (1995, p. 8-9), existem os seguintes tipos de processos estocásticos:

a) Processos estocásticos contínuos ou discretos

Um processo estocástico contínuo é aquele associado a uma função densidade de probabilidade contínua. Um processo estocástico discreto é aquele cujas variáveis aleatórias assumem somente certos valores isolados quando a função distribuição de probabilidade é discretamente definida.

b) Processos estocásticos determinísticos ou não determinísticos

Um processo estocástico determinístico é aquele no qual os valores futuros são preditos desde que se conheça um ponto de uma função amostral.

$$x(t) = A \cos(\omega t + \theta)$$

em que θ é uma variável aleatória pertencente à população

Se a variável aleatória não for preditável sobre os valores observados o processo será não determinístico.

c) Processos estocásticos estacionários ou não estacionários

Se todas as funções de densidade marginal e conjunta de um processo estocástico não dependem da escolha de um tempo inicial o processo é estacionário. Caso contrário, o processo será não estacionário. Processos determinísticos são geralmente estacionários sob condições especiais.

d) Processos estocásticos ergódicos ou não ergódicos

A ergodicidade é definida quando os momentos da população são iguais aos momentos amostrais de um processo estocástico

$$E\{X^n\} = \int_{-\infty}^{\infty} x^n p(x) dx = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T X(t)^n dt$$

Processos estocásticos ergódicos são sempre estacionários, embora a recíproca não seja verdadeira.

De acordo com OKABE et al. (2000, p. 31) um processo pontual estocástico é uma geração probabilística de pontos em um espaço de acordo com uma função de distribuição de probabilidade definida nesse espaço. No estudo de processos espaciais pontuais estocásticos, um processo no tempo é usualmente implícito.

Para OKABE et al. (2000, p. 495-498), locações (x_i, y_i) de eventos podem ser representadas por incidências individuais do fenômeno como um conjunto de n pontos distintos $S = \{s_1, s_2, \dots, s_n\}$, em uma região limitada de domínio B de S , no \mathbb{R}^2 ou no \mathbb{R}^3 . Chama-se tais representações de *padrões pontuais empíricos*. Note que enquanto os objetos individuais não são pontos, tais representações são possíveis porque o tamanho físico dos objetos é muito pequeno em relação às distâncias entre eles e a extensão da região em que ocorrem.

Algumas vezes o foco de tais análises é sobre locações relativas de pontos individuais de S ou sobre a distribuição espacial de S sobre B . Em outras situações pode-se estar interessado em como os membros de S estão locados em B . Estes objetos podem ser representados como pontos, linhas ou áreas ou uma combinação de todos os três.

Para KARR (1991, p. 1), um processo pontual é um modelo de pontos distribuídos

aleatoriamente em algum espaço, os quais são indistinguíveis exceto por suas locações. Os pontos podem representar eventos no tempo, locações de objetos até mesmo como elementos de funções espaciais ligadas por um sistema estocástico.

Exemplos de processos nos quais os pontos são distribuídos no espaço incluem árvores de determinadas espécies, idealizadas como ponto no terreno; cidades, idealizadas como pontos em uma área geográfica; carros idealizados, em um momento particular, como pontos ao longo de uma estrada; galáxias, idealizadas como pontos no espaço tridimensional e, assim por diante.

2.3.3 Processos Espaço-Temporais

Existem dois aspectos diferentes propriamente ditos que distinguem processos espaciais dos temporais:

- a) O tempo é direcional, enquanto para um processo espacial em uma dimensão, frequentemente será requerido tratar as duas direções "da esquerda para a direita" e "da direita para a esquerda", simetricamente.

Por exemplo, na construção de um modelo para a ocorrência ao longo da linha de um transecto contendo árvores de determinadas espécies, uma ênfase "da esquerda para a direita" na definição do modelo biologicamente pode não ter sentido em termos de formalidade matemática. Assim, a ênfase bastante forte sobre a função densidade completa sobre processos temporais tem que ser abandonada.

- b) Muitos dos processos espaciais que deveriam ser considerados não ocorrem em uma dimensão, isto é, ao longo de uma linha ou sobre a circunferência de um círculo, mas em algum espaço dimensional maior.

Por simplicidade, considerar-se-á principalmente processos em alguma região do espaço euclidiano bidimensional. Agora, em uma dimensão, não somente pode-se definir intervalos entre pontos sucessivos, mas o processo pontual é em efeito determinado pelo processo de tais intervalos, sob condições iniciais apropriadas adicionais.

Em mais de uma dimensão, pode-se definir em um modo óbvio, para um dado ponto, seu vizinho mais próximo e a distância e direção do vizinho mais próximo, o segundo vizinho mais próximo e, assim por diante. Estas são de fato, propriedades de considerável

interesse em algum contexto. Contudo, o processo espacial não é determinado apenas pelo conjunto de distâncias de vizinhos mais próximos e a especificação de um processo via o conjunto completo de distâncias e direções é na maioria dos casos artificiais. Assim, a formulação do modelo via o processo de intervalos tem que ser abandonado, ao menos em uma forma simples.

A situação é que embora seja mais fácil conceituar processos espaço-temporais, o formalismo matemático é muito mais difícil para processos espaciais do que para processos temporais. Isto é, considere processos de pontos distribuídos no espaço e tempo. Existem duas categorias distintas de tais processos:

- a) A primeira, abrange processos de pontos no espaço-tempo e um exemplo é definir um ponto para o local e momento de identificação de um caso de uma doença infecciosa.
- b) A segunda, envolve processos de pontos no espaço em que os pontos continuam durante um tempo e estes processos podem ser de interesse em vários modos.

Os pontos podem de fato, moverem-se no espaço. Um exemplo é aquele dos carros distribuídos ao longo de uma estrada. Embora tais processos possam ser considerados em um momento particular no tempo, como um processo puramente espacial, é mais interessante considerá-lo simultaneamente como processo temporal.

Os pontos podem também serem fixados no espaço, porém pontos novos podem surgir e pontos velhos desaparecer. Para estes tipos de processos descritos, pode-se considerar uma distribuição estacionária ou em equilíbrio no tempo, como um modelo para um processo espacial.

2.3.4 Caracterização de *Padrões* Espaciais Pontuais

Existe uma tentativa formal de se definir o termo *padrão* em vários trabalhos. Embora se admita que o termo causa alguma controvérsia, far-se-á uma breve discussão sobre o assunto, dado não se considerar no âmbito desta introdução, a necessidade de longa discussão sobre aspectos semânticos.

O termo *padrão* é usado no dia-a-dia como sinônimo de regularidade, algo que apresenta uma característica única, típica e peculiar diz-se ter um *padrão*. Existem dois

sentidos opostos ao termo *padrão*. Se não há como reconhecer qualquer *padrão*, então se pode afirmar que não existe *padrão*. O segundo modo usado frequentemente no caso de dados espaciais para descrever a ausência de um *padrão* é considerar como uma classe separada de *padrão*, o *padrão* aleatório.

Frequentemente usa-se o termo *padrão* espacial. Mas, o que significa esta expressão? No caso de objetos pontuais procura-se descrever principalmente se os objetos estão arranjados aleatoriamente, agregados ou uniformemente distribuídos.

CLADIS e MUHORAY (1995, p. 609) consideram que a formação de *padrões* em sistemas biológicos é normalmente muito mais complexa do que em sistemas físicos e químicos. Fenômenos biológicos assumem complicada interface entre fatores biológicos e condições ambientais (físico-químicas).

De acordo com a morfogênese de organismos individuais, entretanto, formação de *padrões* de populações de objetos biológicos simples, pode em alguns casos, ser dominado por condições puramente físicas. Todavia, a formação de *padrões* em sistemas biológicos mais complexos como os ecossistemas florestais, depende da combinação de fatores físicos (luz, água, temperatura, formação de clareiras), químicos (concentração de nutrientes, solo) e biológicos (idade, espécies, pólenes, sementes, competição, taxa de crescimento, sistema reprodutivo), mudanças morfológicas e fisiologia (respiração, fotossíntese), sendo a locação inicial dos indivíduos determinada pela dependência espacial e interação desses fatores.

Alterações no espaço que não contém regularidade temporal são melhor definidas como mudança espacial. Observa-se que a maioria das definições de *padrões* não consideram a escala. Mas, um *padrão* não depende essencialmente da escala em que são arranjados os objetos? A distribuição de *padrão* em termos florísticos requer a adoção de escala. O *padrão* observado em 1 hectare é certamente diferente do *padrão* observado em 100 hectares de floresta para uma mesma espécie. O uso da expressão "... mostra um *padrão* diferente", pretende estabelecer uma diferença mais geral, quando de fato somente um aspecto foi analisado.

A capacidade de avaliar *padrões* espaciais é um pré-requisito para entender os complicados processos espaciais relacionados à distribuição de um fenômeno.

Segundo LUDWIG e REYNOLDS (1988, p. 13) o *padrão* espacial de plantas e animais é uma característica importante das comunidades ecológicas. Usualmente, é uma das primeiras

observações a serem feitas em qualquer comunidade e é uma das propriedades mais fundamentais de quaisquer grupos de organismos vivos (CONNELL, 1963).

A análise de *padrão* pontual é relacionada com locação de eventos e com a resposta de questões sobre a distribuição destas locações, especificamente se são agregadas, aleatoriamente ou regularmente distribuídas (BAILEY; GATRELL, 1995; CRESSIE, 1991).

Para ODUM (1993, p. 218) existem cinco tipos de *padrões* pontuais que podem ser encontrados na natureza: 1) aleatório, 2) regular, 3) agregado-aleatório 4) agregado-regular e, 5) agregado-agregado. Uma amostra pequena de uma população com *padrão* agregado tenderia a fornecer densidades altas ou baixas demais, quando o número de amostras for multiplicado para se obter a população. Assim, populações gregárias precisam de amostragens maiores e devem ser planejadas com mais cuidado do que as populações não-gregárias. Os elementos da subdivisão 3, 4 e 5 apresentam restrições que são difíceis de serem tratadas estatisticamente, por essa razão, na inferência estatística sobre processos pontuais, adota-se mais regularmente a classificação do tipo *padrão* aleatório, regular ou agregado. O *padrão* aleatório segue a curva normal da estatística clássica. Este tipo de *padrão* pode ser esperado na natureza quando muitos fatores conjuntos agem sobre a população.

Uma vez identificado um *padrão*, o pesquisador pode propor e testar hipóteses que expliquem os fatores causais que podem ser responsáveis por sua origem e formação. Assim sendo, o objetivo final da detecção de *padrões* espaciais é gerar hipóteses relacionadas com a estrutura ecológica das comunidades (WILLIAMS, 1976).

LAMONT e FOX (1981) estudaram os *padrões* espaciais de algumas árvores de acácias a oeste da Austrália em dois níveis de densidade, inter e intra-agregados de árvores. Observaram que o *padrão* em ambos os níveis foi afetado pela seca e pela seletividade da pastagem animal.

Padrões espaciais aleatórios deveriam ser predominantes em florestas sujeitas a frequentes distúrbios catastróficos, enquanto *padrões* agregados deveriam predominar em florestas onde as clareiras são a maior causa de mudança estrutural.

O modo mais simples de explorar dados de *padrões* pontuais é examinando a distribuição de frequência em duas dimensões de indivíduos dentro de unidades de áreas iguais impostas sobre a área de pesquisa, dando uma impressão de como a densidade dos

pontos do processo varia.

Para ROWLINGSON e DIGGLE (1993, p. 629), o primeiro estágio na análise de um *padrão* espacial pontual consiste normalmente em plotar os dados em um mapa. Para uma grande quantidade de pontos poderá ser útil também mostrar a variação da distribuição espacial em termos de densidade local. No segundo estágio, calcula-se uma ou mais funções empíricas que representem a estrutura dos dados. Por exemplo, distribuições empíricas de distâncias interpontos, distâncias de vizinhos mais próximos ou contagens em parcelas.

No terceiro estágio, pode-se avaliar as descrições preliminares relativas a uma premissa de referência, ou simplesmente, se os dados se comportam *a priori* como uma distribuição de Poisson para regiões planas. O estágio final deve ser o ajuste de um modelo paramétrico, mediante o qual questões relevantes e substanciais possam ser respondidas.

Geralmente, a análise de dados espaciais envolve o uso da conectividade ou similaridade de objetos espaciais. Um conjunto de dados consistindo de pontos irregularmente distribuídos dentro de uma região refere-se ao *padrão* espacial pontual. O objetivo da análise de um *padrão* espacial pontual pode envolver testes de completa aleatoriedade espacial (CAE), estimativa da densidade, ajuste de modelo estocástico contendo ou envolvendo variáveis aleatórias ou variáveis para fornecer explicações relacionadas aos processos.

2.3.5 Processos de Poisson

2.3.5.1 Processos homogêneos de Poisson

Entre muitos processos pontuais estocásticos localmente definidos, o processo mais fundamental é o processo pontual de Poisson, o qual é definido pelo processo em que para qualquer subconjunto A de $S = \mathbb{R}^m$, $\Pr(N(A) = n)$ é dada por:

$$\Pr(N(A) = n) = \frac{(\lambda |A|)^n e^{-\lambda |A|}}{n!}, \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

Assim, pode-se definir o processo de Poisson como um limite do processo pontual binomial. O limite significa a expansão da região finita S para uma região infinita mantendo $n/|S|$ constante. Uma vez que $\lambda = n/|S|$ é a densidade de pontos, esta expansão implica

na expansão da região S mantendo-se a densidade de pontos constante.

O processo pontual de Poisson é derivado seguindo quatro postulados como características explícitas.

Postulado PO1: $0 < \Pr(N(A) = 0) < 1$ se $0 < |A| < \infty$

Postulado PO2: A distribuição de probabilidade de $N(A)$ depende de $|A|$ e $\Pr(N(A) \geq 1)$ aproxima-se de zero quando $|A|$ tende a 0.

Postulado PO3: Se A_1, \dots, A_n são disjuntos, então $N(A_1), \dots, N(A_n)$ são mutuamente independentes e $N(A_1 \cup \dots \cup A_n) = N(A_1) + \dots + N(A_n)$

Postulado PO4: $\lim_{|A| \rightarrow 0} \frac{\Pr(N(A) \geq 1)}{\Pr(N(A) = 1)} = 1$

O postulado PO1 assegura que se a região A tem uma área positiva ($m = 2$), diferente de zero, então a probabilidade de um ponto ser colocado na região A não é zero.

O postulado PO2 assegura que $\Pr(N(A) = n)$ não depende da locação de A mas somente de sua área. Não existe tendência para os pontos ocuparem uma região particular em \mathbb{R}^2 .

O postulado PO3 significa ausência de interação entre pontos. É usual chamar essa propriedade de espalhamento independente. Pode ser notado que no processo pontual binomial o espalhamento não é independente, porque se n pontos forem colocados em A então $N - n$ pontos serão inevitavelmente colocados em $S \subset A$.

O postulado PO4 implica que o processo é simples, ou seja, existe apenas um ponto em cada locação. Reunindo todas essas propriedades, um processo pontual de Poisson é homogêneo (estacionário e isotrópico), o que permite afirmar que um *padrão* resultante é um *padrão* com completa aleatoriedade espacial.

O processo de Poisson pode ser estendido em várias direções. Primeiro, pode-se relaxar a homogeneidade e definir o processo pontual por

$$\Pr(N(A) = n) = \frac{(\lambda(A) |A|)^n e^{-\lambda(A)|A|}}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \quad (3)$$

em que

$$\lambda(A) = \int_A \lambda(x) dx$$

Chama-se a esse processo pontual de *processo pontual de Poisson geral* com a função densidade $\lambda(x)$. Se $\lambda(x) = \lambda$ tem-se o processo pontual de Poisson. A presença de $\lambda(x)$ implica que a densidade depende de onde A é colocado. Assim, a densidade de pontos pode variar de locação para locação em um processo pontual de Poisson geral. Esta propriedade distingue-o do chamado processo pontual homogêneo de Poisson.

Em um processo pontual homogêneo de Poisson o parâmetro λ é determinístico. Pode-se relaxar esta condição e mantê-lo como probabilístico. Chama-se o processo pontual de Poisson com um parâmetro probabilístico λ de processo pontual de Poisson duplamente estocástico, um processo pontual de Poisson composto ou um processo pontual de Cox.

A homogeneidade também pode ser relaxada diferenciando-se sub-áreas em S até certo grau. Heterogeneidade ambiental implica que algumas sub-áreas de S são menos propensas a conter eventos do que outras sub-áreas ou pode até apresentar restrições ambientais que impeçam a presença de eventos localmente distribuídos. Em tais circunstâncias pode ser esperado encontrar mais eventos em sub-áreas favoráveis de S do que em outras produzindo por meio disso um *padrão* agregado.

O processo homogêneo de Poisson é em vários modos, o processo pontual mais simples. O processo pontual mais simples é aquele no qual os pontos ocorrem em um modo totalmente aleatório. O processo de Poisson é um processo ordenado no qual a função densidade completa é uma constante, λ . A partir desta definição, as propriedades de contagens do processo são facilmente derivadas. Em particular, o processo tem a seguinte propriedade: para qualquer $k = 1, 2, \dots$ o número de pontos $N(S_1), \dots, N(S_k)$ em conjuntos disjuntos arbitrários S_1, \dots, S_k segue distribuições de Poisson independentes com médias $\lambda|S_1|, \dots, \lambda|S_k|$.

O processo de Poisson é de importância fundamental em uma variedade de situações limitantes, pelas seguintes razões :

- a) Sob certas condições se os pontos de um processo são independentemente sujeitos a deslocamentos os quais são identicamente distribuídos para uma distribuição

suficientemente dispersa, então o resultado do processo é assintoticamente um processo de Poisson. Também, se todos os pontos de um processo são independentemente deletados com probabilidade $1 - p$ e retidos com probabilidade p , e se os pontos retidos forem adequadamente reescalados, então o processo resultante tenderá a um processo de Poisson com p tendendo a zero.

- b) O processo de Poisson também tem a propriedade de completa aleatoriedade em duplo sentido: i) sua densidade é parte da história do processo e, ii) dado que $N(t) = n$, então n pontos são independentemente e uniformemente locados no tempo $(0, t]$.

Por estas razões o processo de Poisson é de importância central entre os processos pontuais, tanto na teoria quanto na prática. O processo de Poisson também fornece um ponto inicial natural para a construção de processos com estrutura mais complexa e realmente muitos processos espaciais são generalizações dele.

2.3.5.2 Processos não homogêneos de Poisson

O processo não homogêneo de Poisson é uma extensão direta do processo homogêneo de Poisson. Sob a condição de não estacionaridade do modelo do processo pontual, a densidade pode ser modelada como uma função das coordenadas ou variáveis ambientais (altitude, umidade do solo).

A função densidade de 1ª ordem de um processo espacial pontual em uma região $S \subset \mathbb{R}^2$ é dada por

$$\lambda(s) = \lim_{|ds| \rightarrow 0} \left\{ \frac{E[N(ds)]}{|ds|} \right\} \quad (4)$$

em que

$\lambda(s)$ = número médio de eventos por unidade de área em ds

ds = pequena região que contém um ponto s

$|ds|$ = área de ds

$N(ds)$ = número de eventos em ds

$E[N(ds)]$ = expectativa matemática ou valor esperado de $N(ds)$

A função densidade de 1ª ordem do processo é uma função determinística da locação espacial, com cada ponto dentro da região A e o número total de eventos na sub-região S com $S \subset A$, podem ser obtidos por:

$$N(A) = \int_A \lambda(s) ds \quad (5)$$

Regiões com altas densidades tenderão a conter grande número de eventos, enquanto regiões com baixa densidade tenderão a conter poucos eventos.

Definição 2.1: N é um processo não homogêneo de Poisson com densidade $\lambda(s)$ se:

- a) Dado qualquer coleção finita de conjunto disjuntos A_1, A_2, \dots, A_k os números $N(A_1), N(A_2), \dots, N(A_k)$ de eventos nestes conjuntos forem variáveis aleatórias independentes.
- b) O número de eventos $N(A)$ em qualquer conjunto A for uma distribuição de Poisson com média

$$\int_A \lambda(s) ds, \text{ isto é, } \Pr \{N(A) = n\} = \frac{1}{n!} \exp \left\{ - \int_A \lambda(s) ds \right\} \left[\int_A \lambda(s) ds \right]^n$$

Resultado 2.1: Dado $N(A) = n$ então as locações s_1, s_2, \dots, s_n são independentemente amostradas conforme a densidade

$$f(s) = \lambda(s) / \int_A \lambda(s) ds ; S \in A \quad (6)$$

2.4 PRESSUPOSTOS ESTATÍSTICOS PARA ANÁLISE DE PROCESSOS ESPACIAIS PONTUAIS

2.4.1 Completa Aleatoriedade Espacial (CAE)

Para CRESSIE (1991, p. 633), CAE é o "ruído branco" dos processos espaciais pontuais. Caracteriza a ausência de estrutura ou sinal nos dados. Como tal, é frequentemente a hipótese nula (H_{CAE}) em um teste para determinar se existe estrutura espacial em um dado padrão pontual. Uma vez que todos os processos estocásticos apresentam componentes de

aleatoriedade, o termo completa aleatoriedade espacial é usado e é sinônimo como processo homogêneo de Poisson.

O *padrão* pontual teórico escolhido é aquele resultante da operação do processo pontual homogêneo de Poisson (PPHP). Um *padrão* que resulta a partir de tal processo pode ser considerado como o que surgiria por casualidade em um ambiente completamente indefinido. De acordo com DIGGLE (1983), chama-se tal *padrão* pontual de completa aleatoriedade espacial (CAE).

É comprovado que somente técnicas visuais não são suficientes para revelar a identificação de *padrões* e testes mais formais como de completa aleatoriedade espacial (CAE) são requeridos e recomendados. O interesse em CAE é porque representa uma hipótese base contra a qual se avalia se o *padrão* observado é regular, agregado ou aleatório. Em vista das condições envolvidas na geração de tais *padrões* é pouco provável que o *padrão* observado sob CAE ocorra em qualquer situação empírica. Além disso, a CAE é primariamente adotada como um *padrão* idealizado. Essas duas condições que são assumidas para existir a CAE, permite fornecer um modelo simples que pode ser útil em várias circunstâncias. Assim, o processo de Poisson que corresponde a CAE serve como uma referência e é usado geralmente como a hipótese nula em testes estatísticos sobre estrutura espacial.

De acordo com CRESSIE (1991, p. 650), o teste de CAE é apenas a primeira etapa na análise de um *padrão* espacial pontual. De modo que se H_{CAE} é rejeitada a próxima etapa óbvia é ajustar algum modelo alternativo para os dados. Após o modelo ter sido ajustado, testes diagnósticos devem ser feitos para assegurar a qualidade do ajuste. Finalmente, inferência para os parâmetros estimados é freqüentemente necessária em resposta a uma questão científica específica.

Em geral, as hipóteses de CAE ou qualquer outra hipótese concernente à natureza espacial do *padrão* pontual empírico, é testada comparando-se medidas de características selecionadas de *padrões* pontuais empíricos com aquelas do *padrão* hipotetizado.

Por exemplo, dispondo-se de pouco conhecimento sobre o processo responsável por um *padrão* pontual empírico particular, pode-se começar a testar a hipótese de que o *padrão* é derivado de CAE. Isto conduz à exploração do *padrão* pontual empírico. Quer a hipótese inicial relacionada a CAE seja ou não rejeitada, uma descrição do *padrão* pontual empírico

ainda será necessária. Se a CAE não puder ser rejeitada, outras análises não são garantidas, caso contrário os resultados do teste podem ser usados como um auxílio na formulação de novas hipóteses com respeito ao *padrão* pontual empírico.

Classes de *padrões* pontuais podem ser reconhecidas usando CAE como uma marca comparativa. *Padrões* pontuais agregados são aqueles cujos pontos são significativamente mais agrupados em S do que eles são em CAE, enquanto que *padrões* regulares algumas vezes também chamados de uniformes ou *padrões* pontuais dispersos são aqueles cujos pontos são mais espalhados sobre S do que seriam em CAE. *Padrões* regulares e agregados podem surgir como o resultado de mudanças de um ou mais postulados de PPHP.

A maioria das abordagens frequentemente usadas são análises de parcelas, análise de vizinhos mais próximos e análises de 2ª ordem. Análise de parcelas envolve a definição de um conjunto de amostras espaciais de tamanho e forma consistentes, as quais dependendo da abordagem específica adotada pode ou não se sobreporem e podem ou não coletivamente cobrirem completamente S .

Análises de vizinhos mais próximos envolve medidas de distâncias entre cada ponto em S e outro ponto próximo. As distâncias dos vizinhos mais próximos obtidas são comparadas com aquelas esperadas sob CAE com a mesma densidade do *padrão* empírico usando uma variedade de testes. Análises de 2ª ordem com a função $K(\cdot)$ estendem esta abordagem examinando-se as distâncias entre todos os pares de pontos em S . Estas distâncias interpontos são comparadas com a CAE esperada, novamente levando-se em consideração a densidade dos pontos no *padrão* empírico.

2.4.2 Construção de Envelopes de Confiança

Utilizam-se gráficos como meios auxiliares na interpretação dos tipos de *padrões*, devendo-se escalonar o tamanho da área em vários níveis de visualização que permitam facilitar e simplificar a tarefa de identificação.

Métodos gráficos são populares em análise de resíduos de regressão e particularmente úteis em funções de densidade em análise espacial. Uma abordagem mais simples e mais comum é pressupor um "provável envelope", para o qual os dados originais plotados sejam comparados. Este provável envelope é obtido por Monte Carlo ou método de reamostragem.

Todavia, métodos gráficos não são usualmente apropriados quando uma simples alternativa específica de um modelo é de interesse. Preferivelmente devem ser usados para sugerir modelos alternativos, dependendo da maneira na qual um dos desvios gráficos a partir do comportamento da hipótese nula esperada ou para encontrar dados suspeitos.

Envelopes de confiança são construídos obtendo-se os valores máximos e mínimos a partir das simulações de Monte Carlo da hipótese nula. O número de simulações varia de acordo com o nível de probabilidade, conseqüentemente, para obter-se envelope de confiança aproximado de 5%, 19 simulações são usadas e para um envelope de confiança aproximado de 1%, 99 simulações são necessárias.

A distribuição poderá ser gerada usando-se 100, 1000 e 2000 simulações, dependendo do número necessário para estabilizar a distribuição empírica. De acordo com PELISSIER (2001, p. 21), *padrões* espaciais sobre gráficos com poucas árvores necessitam de mais simulações, porém 1000 simulações são suficientes na maioria das situações.

As regiões que satisfazem a hipótese de completa aleatoriedade espacial são construídas pela simulação do processo homogêneo de Poisson, dado o número de árvores observadas no gráfico. Isto é gerado determinando-se valores uniformemente distribuído sobre os eixos x e y . Quando os vários gráficos de uma área de interesse são combinados para produzirem uma estimativa média da função $K(\cdot)$, a região é construída usando-se o número médio de árvores observadas entre as sub-áreas ou parcelas.

Devido à correção do efeito de borda e, em particular, para áreas de interesse com formas irregulares é desejável simular um processo de Poisson na mesma área de interesse e com o mesmo número de pontos que o *padrão* observado. Para cada realização do processo, valores de diferentes estimadores são assim computados em cada distância r considerada.

O número de simulações (*nsim*) deveria ser independente em cada distância r , porém na prática, as tendenciosidades introduzidas quando se usa as mesmas simulações para todas as distâncias são desprezíveis (GOREAUD, 2000).

Se a hipótese nula é rejeitada em uma parcela e não em outra, pode-se concluir que as parcelas são estatisticamente diferentes, mas na maioria dos casos as comparações baseiam-se na interpretação subjetiva dos gráficos da função $K(\cdot)$.

2.4.3 Estacionaridade

Alguma condição de estacionaridade assume um papel crucial em todas as abordagens da estatística espacial. Embora este fato seja quase axiomático, tem havido questionamento contrário por parte de usuários. Inferência estatística é impossível sem alguma condição de estacionaridade. A maioria dos problemas espaciais tem somente um conjunto de dados e a repetição tem sido alcançada a partir da estacionaridade. É isto que via de regra os usuários não entendem. Eles inconsistentemente questionam contra a estacionaridade e ao mesmo tempo calculam características médias de seus conjuntos de dados. Se a estacionaridade é falsa então estas características médias não têm significado!

Existe ainda um exaustivo debate a ser feito sobre em quais condições deve-se assumir a estacionaridade. Talvez um modo mais fácil de explicar esta dificuldade é traçar um paralelo com a análise de séries temporais. Existem casos, a partir da estacionaridade, que usualmente tendem ao nível médio. Estas tendências são usualmente uma forma simples como aumento gradual ou variação sazonal e são tipicamente removidas pela diferenciação, talvez após uma transformação instantânea dos dados.

Essas complicações implicam em duas idéias separadas, *homogeneidade* (estacionaridade sob translação) e *isotropia* (estacionaridade sob rotação a partir de um ponto fixo, com homogeneidade, a partir de qualquer ponto) constituem-se um problema estrutural (RIPLEY, 1991, p. 6-7).

2.4.4 Isotropia

Um aspecto particular da continuidade de um fenômeno é a diferenciação entre *isotropia* e *anisotropia*. Uma condição isotrópica existe na geometria quando condições não variam com a direção. Isto é, a medida da distância não varia com a direção a partir de um ponto. O contrário é a condição *anisotrópica* na qual as medidas de distâncias implicam em variação contínua dos componentes direcionais.

Seja $N(S)$ uma variável aleatória que representa o número de eventos em uma região plana S , então

$$N(S) = \#(s_i \in S) \quad (7)$$

em que

= número de

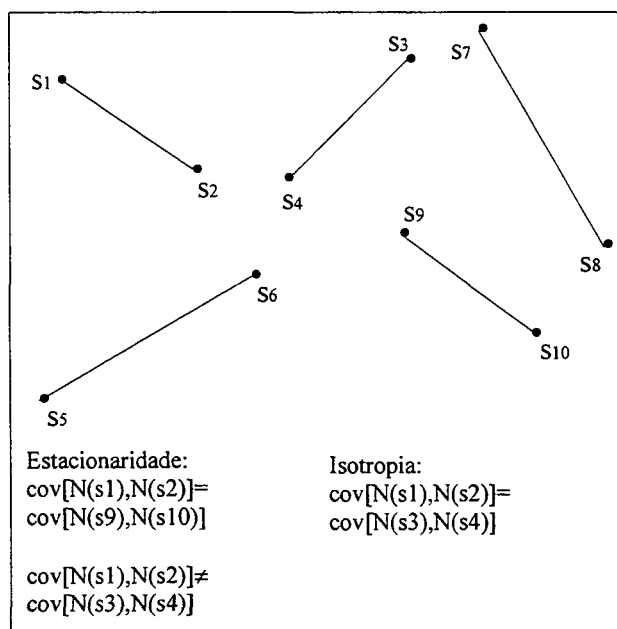
Consequentemente:

● O processo será *estacionário* se, para qualquer inteiro k e regiões $S_i : i=1, \dots, k$, a distribuição conjunta de $N(S_1), \dots, N(S_k)$ for invariante sob *translação* para um ponto s ;

● O processo será *isotrópico* se, para qualquer inteiro k e regiões $S_i : i=1, \dots, k$, a distribuição conjunta de $N(S_1), \dots, N(S_k)$, for invariante sob rotação através de um ângulo arbitrário θ , isto é, se não houver efeito direcional.

Diz-se que o processo espacial é isotrópico se em adição à estacionaridade a covariância depender somente da distância entre s_1 e s_2 e não da direção em que estão separados (fig. 5). Se a média ou a variância ou a estrutura da covariância flutuar sobre S , então diz-se que o processo exibe heterogeneidade.

FIGURA 5 — ILUSTRAÇÃO DE PROCESSOS ESPACIAIS ESTACIONÁRIOS E ISOTRÓPICOS



FONTE: BAILEY, T.C.; GATRELL, A.C. **Interactive spatial data analysis**. New York: John WileySons, 1995, p. 34.

2.4.5 Hipótese de Ergodicidade

Um processo pontual é chamado ergódico se a média em um sentido probabilístico, computada em diferentes realizações, pode ser substituída pela média espacial da área de pesquisa (CRESSIE, 1991, p. 53).

Na maioria dos casos, o processo na origem de um *padrão* observado é desconhecido e as funções têm consequentemente que serem estimadas a partir de uma simples realização. O número esperado de vizinhos em torno de um ponto arbitrário do *padrão* é estimado pela sua média sobre o *padrão* como um todo, o que somente é possível sob a hipótese da ergodicidade.

A partir de uma única realização é impossível calcular propriedades médias em um sentido probabilístico. A hipótese de ergodicidade permite substituir estas médias estatísticas pelas médias calculadas para diferentes regiões da área de pesquisa. Isto é essencial para qualquer estudo de um processo pontual e em particular para análise da estrutura espacial. Para um dado *padrão* pontual a hipótese da ergodicidade não pode ser testada por causa da unicidade da realização. No entanto, pode-se mostrar que isto pode ser verificado para algumas classes de processos homogêneos (CRESSIE, 1991, p. 57).

Sob a hipótese de ergodicidade, as propriedades de 1ª e 2ª ordens de um *padrão* pontual homogêneo são definidas em termos de valores médios para a área de interesse. Para um *padrão* pontual heterogêneo estas definições não são mais relevantes porque as propriedades dos processos podem variar de acordo com a locação. Pode-se entretanto, definir valores locais destas propriedades e verificar como eles variam localmente dentro da área de interesse (GETIS; FRANKLIN, 1987).

Assim, pode-se recorrer a dois tipos de funções locais derivadas do formalismo dos processos pontuais: uma função de densidade local baseada nas propriedades locais de 1ª ordem dos *padrões* pontuais e uma função densidade local de 2ª ordem do vizinho mais próximo.

2.5 PROPRIEDADES DE PROCESSOS PONTUAIS

As propriedades de processos pontuais definem contrastes sobre suas realizações (densidade, vizinho mais próximo, estrutura). Em outras palavras, um simples processo

pontual S pode gerar uma infinidade de *padrões* pontuais diferentes que compartilham propriedades comuns, em particular a estrutura. Contrariamente, para um dado *padrão* pontual existe uma infinidade de processos pontuais dos quais o *padrão* poderá ser uma realização na área de interesse.

Um processo é chamado homogêneo se é invariante sob translação, isto é, se suas propriedades não variam a partir de um ponto no espaço a outro ponto. Um processo é chamado isotrópico se é invariante sob rotação, isto é, se suas propriedades não variam com a orientação do espaço.

As hipóteses de homogeneidade e isotropia asseguram que o *padrão* tem as mesmas propriedades em qualquer lugar da área de interesse. Estas condições são requeridas para definir variáveis sintéticas simples representando o *padrão* como um todo.

Em contrapartida, para um processo que mostra heterogeneidade de densidade local, o valor estimado em diferentes locações dentro da área de interesse conduz geralmente à detecção da heterogeneidade da densidade. Em certos casos de processos homogêneos a distribuição teórica dos estimadores é bem conhecida e permite testar formalmente as hipóteses de homogeneidade de densidade em um determinado r . Por exemplo, para um processo homogêneo de Poisson com densidade λ , $N_S(r)$ segue uma distribuição de Poisson com parâmetro $2\pi r^2$.

Quando somente uma realização do processo está disponível, a densidade local que é uma média sobre o número mais alto de realizações, não faz qualquer sentido. Os valores de densidade local estimados são altamente variáveis de uma locação para outra o que simplesmente indica que qualquer *padrão* pontual, mesmo sendo uma realização de um processo homogêneo, mostra variação em locação pontual. Logo, o conceito de heterogeneidade depende da escala da observação.

Para um *padrão* pontual em uma área da borda as hipóteses de homogeneidade são difíceis de definir porque as propriedades próximas da borda diferem em natureza a partir do centro, principalmente em termos de vizinho mais próximo. Para assumir o contraste da hipótese da homogeneidade, considerou-se que os *padrões* estudados foram provenientes de um espaço sem bordas e que somente os pontos amostrais foram influenciados pelas bordas da área de interesse. Consequentemente, fez-se necessário corrigir as tendenciosidades devidas aos efeitos de bordas nas computações feitas sobre os *padrões*.

2.6 ANÁLISE DA ESTRUTURA ESPACIAL COM A FUNÇÃO $K(\cdot)$

2.6.1 Função $K(\cdot)$ para Processos Pontuais Homogêneos

Um dos problemas relacionados com os métodos de distância do vizinho mais próximo é o fato de que usam distâncias apenas para os eventos dos grupos e por essa razão consideram somente as menores escalas do *padrão*, ignorando informações sobre grandes escalas do *padrão*. Uma abordagem alternativa consiste na estimativa da função $K(\cdot)$ do processo observado, a qual fornece uma maneira mais efetiva da dependência espacial sobre amplo limite de escalas (BAILEY; GATRELL, 1995, p. 90-91).

Métodos de distância para *padrões* pontuais usualmente começam pela estimativa de uma função não paramétrica. No caso da função $K(\cdot)$, as estimativas são comparadas visualmente com os valores esperados para um processo pontual de Poisson.

A função $K(\cdot)$ para dados mapeados extrai a dependência entre diferentes regiões de um processo pontual (BARTLETT, 1964, RIPLEY, 1976, 1977). A função teórica $K(\cdot)$ de um processo espacial pontual estacionário é definida como (CRESSIE, 1991, p. 639):

$$K(r) \equiv \frac{E(r)}{\lambda} \quad \therefore \quad r \geq 0 \quad (8)$$

em que

$E(r)$ = corresponde ao número esperado de eventos extra dentro da distância r , em metros, a partir de um evento aleatoriamente escolhido

λ = número médio de eventos por unidade de área

CRESSIE (1991, p. 640) afirma que a função $K(\cdot)$ é apenas uma propriedade de 2ª ordem de um processo pontual. Entretanto, dois processos podem ter a mesma função densidade e $K(\cdot)$ pode comportar-se muito diferentemente (vide BADDELEY; SILVERMAN, 1984).

Algumas vezes $K(\cdot)$ é denominada de medida reduzida do 2º momento, pelo fato de ser estreitamente relacionada com a densidade de 2ª ordem de um processo pontual estacionário isotrópico. Sua estimativa é baseada sobre uma média empírica substituindo o operador expectativa matemática. Adicionalmente, pelo fato do estimador contar o número de eventos dentro de um amplitude de distâncias, não é muito eficiente trabalhar com

eventos amostrais, sendo necessário dispor de um mapa completo de eventos (CRESSIE, 1991, p. 615).

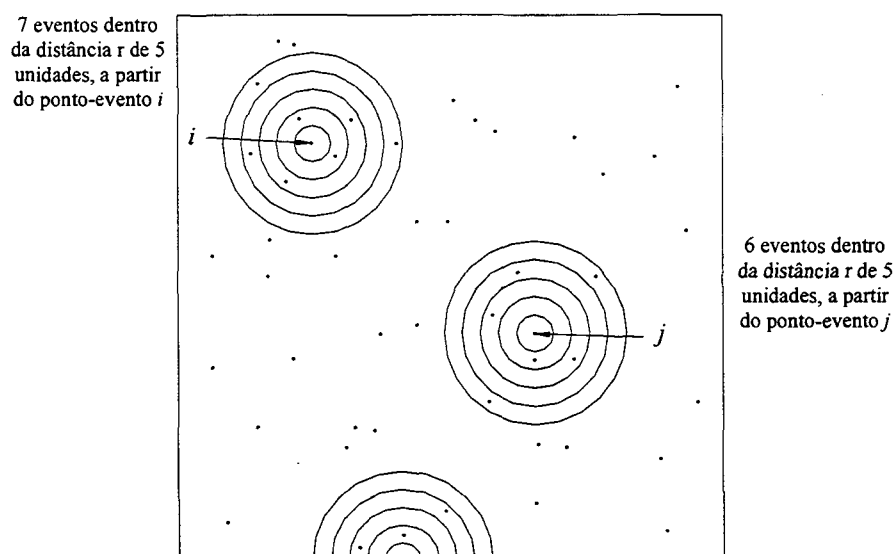
De acordo com CRESSIE (1991, p. 639), para um processo não estacionário, o valor esperado de $E(r)/\lambda$ não depende da locação do evento, mas somente de r , porque o evento é escolhido aleatoriamente. Esta fonte extra de aleatoriedade introduzida no problema permite que a função $K(\cdot)$ seja considerada para *processos não estacionários*.

Segundo OSHER (1983), λ e $K(r)$ definem completamente a densidade de 1ª e 2ª ordem do *padrão* pontual e permitem uma descrição mais completa do *padrão* espacial do que o método de distâncias dos vizinhos mais próximos.

Um importante aspecto da função $K(\cdot)$ na análise de *padrão* pontual é o fato de permitir fazer inferências sobre amplos limites de escalas de r não se restringindo apenas às distâncias entre vizinhos mais próximos (CRESSIE, 1991, p. 567).

Basicamente, um círculo de raio r é centrado em cada ponto-evento e um operador realiza a contagem do número de eventos dentro de cada círculo. Pode-se dizer que r é uma distância radial associada a um único ponto-evento em cada ocasião (fig. 6).

FIGURA 6 – MECANISMO DE ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO $K(\cdot)$



FONTE: BAILEY, T.C.; GATRELL, A.C. **Interactive spatial data analysis**. New York: John Wiley&Sons, 1995, p. 93.

Admite-se que para cada par de círculos aleatórios de raio r , existe uma distância $d_{i,j}$ associada que mede a distância entre os centros desses círculos. A distância r não possui regra fixa de determinação, depende do objeto de interesse e geralmente é estabelecida pelo pesquisador.

GOREAUD e PÉLISSIER (1999) mostraram que para valores de r equivalentes até a metade do comprimento da largura de áreas retangulares, incluindo transectos, as estimativas de $K(r)$ resultaram sem tendências. Recomendam também limitar as interpretações para distâncias menores ou equivalentes a cerca de 1/4 do comprimento da área de estudo, devido ao fato de que o número de pontos considerados diminuem rapidamente a computação, com o aumento de r , tal que os valores de $\hat{K}(r)$ não fazem sentido para grandes distâncias.

Para um processo agregado os pontos têm em média mais vizinhos do que o esperado sob a hipótese nula, consequentemente $K(r) > \pi r^2$, ou seja, para *padrões* agregados, cada evento estará provavelmente mais próximo do entorno de indivíduos do mesmo grupo e para valores pequenos de r , $K(r)$ será relativamente grande.

Contrariamente, para um processo regular, os pontos têm em média menos pontos do que o esperado sob a hipótese nula, consequentemente $K(r) < \pi r^2$, o que significa que se os eventos são regularmente espaçados, cada um estará próximo de espaços vazios e para valores pequenos de r , $K(r)$ será relativamente pequeno.

A função $K(\cdot)$ assume que a propriedade de isotropia esteja presente, o que garante que os efeitos direcionais entre dois eventos numa distância $d_{i,j}$ sejam invariantes. Essa condição faz com que a função $K(\cdot)$ seja capaz de detectar alguma dependência espacial caso exista anisotropia em uma grande escala, ocasionado pela falta de isotropia e não pela interação entre os eventos (DIGGLE, 1983).

O estimador tradicional para $\hat{K}(r)$ envolvendo a correção do efeito de borda isotrópico foi desenvolvido por RIPLEY (1976, 1977) e tem a configuração mostrada na equação (13). O objetivo é estimar λ e $K(r)$ a partir de um conjunto de dados da forma, $\{s_i \in S : i = 1, \dots, n\}$ para a mesma região plana S . Dado que $E(r) = \lambda K(r)$, pode-se construir um estimador de $K(r)$ como segue:

Sendo λ o número esperado de eventos por unidade de área, define-se:

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{|S|} \quad (9)$$

Seja $d_{i,j}$ a distância entre os eventos s_i e s_j . Define-se

$$\hat{E}(r) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n I(d_{i,j} \leq r) \quad (10)$$

em que

$I(\cdot)$ denota a função indicador

$E(r)$ = valor esperado de outros eventos dentro da distância r de um evento arbitrário

O estimador $\hat{E}(r)$ é negativamente tendencioso porque não é possível observar eventos fora de S , tal que a contagem dos eventos observados s_i dentro dos limites internos de S será artificialmente baixo. Esse fato exige a correção do efeito de borda para o estimador (10).

2.6.2 Correção do Efeito de Borda para o Estimador da Função $K(\cdot)$

O estimador (10) é tendencioso porque os pontos localizados próximo às bordas da área de interesse têm menos vizinhos do que outros pontos do processo, de modo que em relação a um processo sem bordas, alguns vizinhos potenciais estarão fora da área analisada. Isto é um problema muito geral, conhecido como efeito de borda, o qual é de interesse em muitos métodos de análise espacial. Como em todos os problemas envolvendo dados espaciais, efeitos de bordas são provavelmente de importância crítica.

A importância da correção do efeito de borda para estimativas pela função $K(\cdot)$ baseia-se na premissa de que em grandes distâncias r , a estimativa sem a correção de borda pode fornecer resultados incompatíveis com a escala da área.

Existem numerosos métodos que se propõem a fazer a correção do efeito de borda. O mais simples consiste em evitar os pontos localizados próximos à borda na computação, o que é feito definindo-se uma zona *buffer* em torno da área de pesquisa, mas reduz os dados

disponíveis drasticamente. Pontos limítrofes tendem a ter maior tendenciosidade do que outros pontos dentro da região de interesse. Para uma região S duas opções são admitidas:

a) Criar uma área reservada dentro do perímetro de S . As distâncias não serão usadas para eventos externos à área reservada, porém eventos na área reservada serão considerados como vizinhos de qualquer eventos no restante de S .

b) Usar a correção de borda *toroidal* em que a parte superior é unida à parte inferior de S e o lado esquerdo é unido ao lado direito. A área de interesse a ser considerada será o centro de um *gride* quadrado (3×3), o qual pode considerar vizinhos fora do limite de S .

Não existe uma regra exata para a correção do efeito de borda. Se for adotada a opção a, será necessário dispor de bastante pontos para justificar ou compensar a exclusão de alguns. Dispondo-se de um pequeno *padrão* pontual com poucos pontos, a correção de borda não será uma boa idéia, embora quando se compara a função $K(\cdot)$ com outras funções seja necessário fazer a correção de borda. Agora, se $K(\cdot)$ for usada para comparar simulações de envelopes de confiança, não haverá necessidade de fazer a correção do efeito de borda. Isto porque o efeito de não usar a correção de borda, suprime dados observados externos e os dados obtidos por simulação.

Desde que os dados estejam dentro de um retângulo e não se disponha de muitos pontos, não há necessidade realmente de se fazer a correção de borda. Porém, quando se trata de comparar a função $K(\cdot)$ estimada com a função $K(\cdot)$ teórica ou quando manipula-se a função $K(\cdot)$ por mecanismo de deslocamento *toroidal*, implicitamente cria-se uma correção de borda através da simulação.

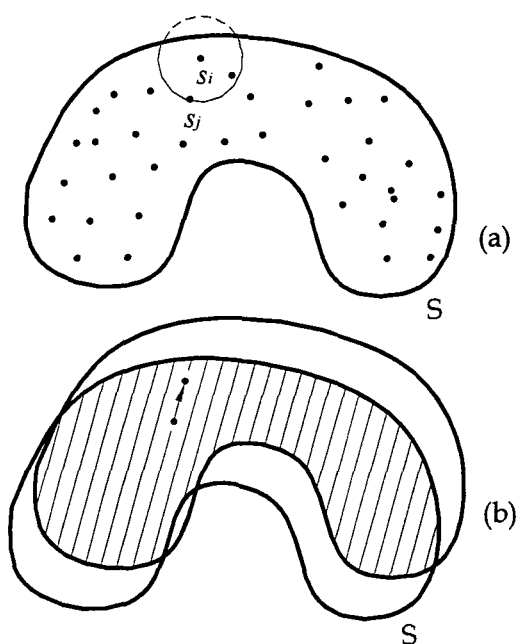
Vários autores revisaram os métodos de correção dos efeitos de borda (RIPLEY, 1982; BIBER, 1999) da função $K(\cdot)$, dentre os mais usados destacam-se:

- a) Método de correção global, chamado de OSHER e STOYAN, baseados em propriedades geométricas da área de pesquisa (STOYAN et al., 1995). Este método tem a vantagem de ser simples, tornando-o fácil de computar.
- b) Método de correção local proposto por RIPLEY (1977) baseado na contribuição de cada ponto localizado próximo à borda da área de pesquisa. Esta correção local tem a vantagem de ser utilizável com estatísticas de pontos individuais tais como proposto por GETIS e FRANKLIN (1987). Além disso, alguns trabalhos parecem

mostrar que este tipo de estimador é mais robusto que o de OSHER e STOYAN (KIÊU; MORA, 1999).

A figura 7 mostra o funcionamento do método de correção do efeito de borda proposto por RIPLEY (1977). Ema tem-se a correção isotrópica, em que $1/w_{s_i s_j}$ é a proporção da circunferência do círculo a qual é mostrada através de uma linha sólida. Emb é mostrada a correção translacional. Neste caso, o fator de correção é a razão da área de S pela área hachurada.

FIGURA 7 – CÁLCULO DO EFEITO DE BORDA DENTRO DE UMA ÁREA S . a) CORREÇÃO ISOTRÓPICA, b) CORREÇÃO TRANSLACIONAL



FONTE: RIPLEY, B.D. **Statistical inference for spatial processes**. New York: John Wiley&Sons, 1991, p. 33.

Para análises tradicionais sugere-se o método de correção do efeito de borda proposto por RIPLEY (1977). Este consiste em substituir por pontos localizados próximos à borda da área de pesquisa, o coeficiente $w_{s_i s_j}$ pelo inverso da proporção do perímetro do círculo $C_{s_i s_j}$ centrado sobre s_i e passando por s_j , o qual está dentro da área de pesquisa. Isto corresponde a estimar o número de pontos localizados na mesma distância que estaria fora da área de pesquisa:

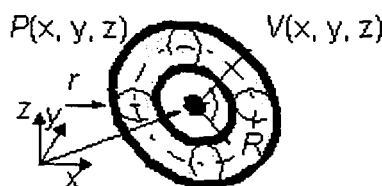
$$w_{s_i, s_j} = \frac{\text{perímetro total}}{\text{perímetro dentro da área de estudo}} = \frac{2\pi r}{C_{\text{dentro}}} \quad (11)$$

As tendenciosidades introduzidas quando os efeitos de bordas não são corrigidos, parece ser importante em grandes distâncias, tal que é forçosamente desejável fazer a correção para permitir a interpretação correta das curvas.

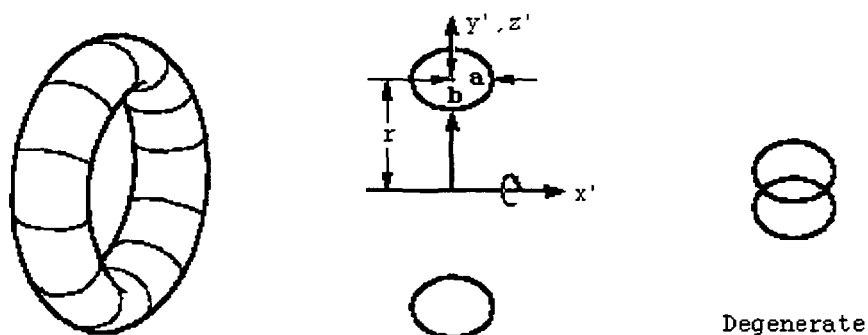
GOREAUD e PÉLISSIER (1999), mostraram que para valores de r equivalentes até a metade do comprimento da largura de áreas similares, incluindo transectos, as estimativas de $K(r)$ resultaram sem tendências. Observaram também que as interpretações tornam-se limitadas para distâncias menores cerca de 1/4 do comprimento da área de estudo, devido ao fato de que o número de pontos decrescem rapidamente com o aumento de r tal que os valores de $\hat{K}(r)$ não fazem sentido para grandes distâncias. Também é razoável estimar $K(r)$ para valores com intervalos de distância maiores do que a precisão da locação de ponto. Para florestas homogêneas, a precisão é frequentemente da ordem de 0,1 a 0,5 m. Podendo-se escolher um intervalo de distância entre 1 e 2 m para estimar $K(r)$.

Dependendo da situação, a computação das fórmulas para a correção do efeito de bordas pode envolver áreas de formato retangular, quadrado e irregular com aproximação por polígonos. Apesar disso, fórmulas explícitas encontradas na literatura são geralmente aplicáveis a formas simples do tipo circular ou retangular e, neste caso, para distâncias r menores do que a metade da largura do retângulo (DIGGLE, 1983).

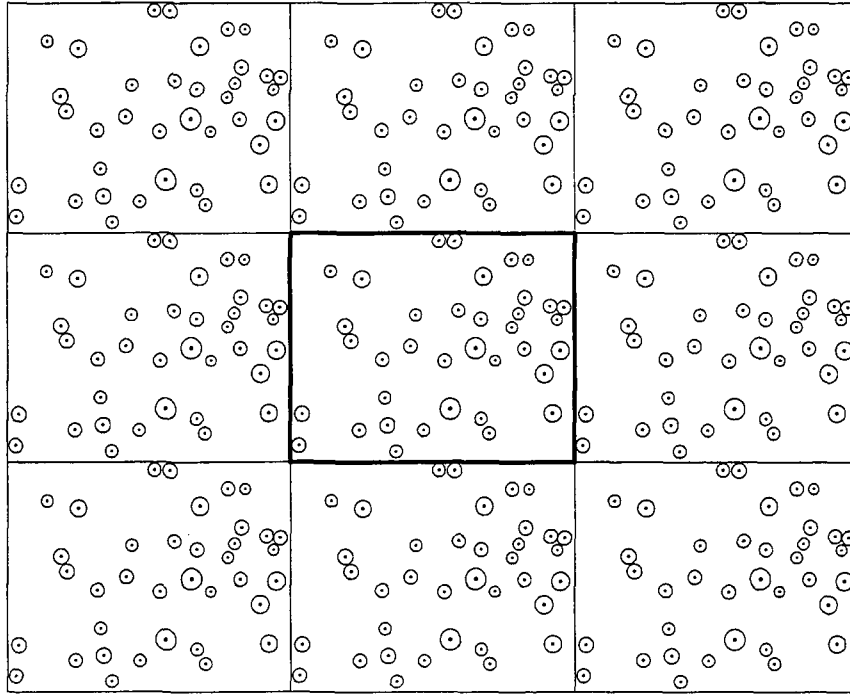
Outra abordagem que pode ser empregada quando a região de pesquisa é retangular é usar a correção de borda *toroidal* (fig. 8). Em geometria um *torus* pode ser considerado um cilindro cujas extremidades são torcidas para ajustarem-se umas às outras. O *torus* é caracterizado por: i) extensão do raio R de todo o *torus* e raio r do "trançado", ii) direção fornecida pelo eixo do *torus*. Um *torus* é determinado por pelo menos sete pontos amostrais sobre sua superfície. A partir desses pontos pode-se calcular seu centro $P(x, y, z)$, o raio do *torus* como um todo (R), o raio do cilindro "trançado" r e o vetor da direção do eixo do *torus* $V(x, y, z)$. A expressão *toroidal* é derivada do conceito geométrico de *torus* e aplica-se à idéia de um polígono *toroidal* formado pela replicação de nove regiões em formato de um *gride* de 3 x 3, contendo os mesmos elementos e componentes da região central, utilizada na formação do *torus*, de acordo com detalhes da figura 8.

FIGURA 8 – COMPONENTES DE UM *torus* ELÍPTICO

Um *torus* elíptico (fig. 9) é formado pela rotação do eixo x' de uma elipse definida no plano (x', y') . Esta elipse tem seu centro sobre a distância r do eixo y' a partir da origem, um semi-eixo paralelo a x' igual a a e um semi-eixo ao longo do comprimento de y' igual a b . Se b for omitido, b será um conjunto igual a a , e um *torus* circular será definido. Note que a forma degenerada quando $b > r$ exclui a região central.

FIGURA 9 – ILUSTRAÇÃO DE UM *torus* ELÍPTICO COM UM RAIO MAIOR $r = 1,0$ E SEMI-EIXOS DA ELIPSE 0,8 EM x' E 0,5 EM y' 

A parte superior da figura 10 é assumida estar ligada à parte inferior e a esquerda à direita. Isto implica que a região de pesquisa é mantida como uma região central de um *gride* retangular de 3 x 3 regiões, cada uma idêntica à região de pesquisa. Eventos duplicados são considerados vizinhos de quaisquer eventos ou pontos selecionados na região de pesquisa. O que isto realmente faz é ignorar valores r_i para eventos próximos à borda.

FIGURA 10 – INTERPRETAÇÃO DA CORREÇÃO DE BORDA *toroidal*

FONTE: RIPLEY, B.D. **Spatial statistics**. New York: John Wiley & Sons, 1981, p. 152.

A fórmula explícita para a proporção recíproca da circunferência do círculo (w_{s_i, s_j}) foi fornecida por DIGGLE (1983, p. 72) para uma região S retangular ou circular. Introduzindo-se em (10) o termo (w_{s_i, s_j}), com centro s_i e raio $d_{i,j}$, os quais estão contidos em S , obtém-se um estimador não tendencioso da correção de borda para $E(r)$ dado por:

$$\hat{K}(r) = \frac{\hat{E}(r)}{\hat{\lambda}} = \frac{1}{\hat{\lambda}n} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \frac{I_r(d_{i,j} \leq r)}{w_{s_i, s_j}} \quad (12)$$

Substituindo $K(r) = \frac{E(r)}{\lambda}$ em (12) e efetuando-se as transformações resulta em:

$$\hat{K}(r) = \frac{|S|}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^n \frac{I_r(\|s_i - s_j\| \leq r)}{w_{s_i, s_j}} \quad (13)$$

em que

$I_r(\cdot)$ = função indicador

n = número de pontos na região S com área $|S|$

$d_{i,j} = \|s_i - s_j\|$ distância entre os i -ésimos e j -ésimos pontos

w_{s_i,s_j} = é a função isotrópica de correção de borda baseada na proporção da circunferência do círculo com centro em i com raio $\|s_i - s_j\|$ e passando por j pertencente a S

$I_r(\|s_i - s_j\|) = 1$ se $d_{i,j} \leq r$ e 0 em outras circunstâncias

$\hat{\lambda} = n / |S|$ = é um estimador não viciado da densidade

A fórmula (13) necessariamente excluirá pares de eventos para os quais o segundo evento esteja fora de S e sendo inobservável será necessário corrigi-lo. Normalmente, a variância de $\hat{K}(r)$ tende a aumentar com r .

As dimensões de S limitam a amplitude de valores de r que podem ser considerados. Na prática, o aumento da variância de $\hat{K}(r)$ é umas das mais sérias limitações. Como um guia rígido, para um retângulo S , normalmente não é válido tentar estimar $K(r)$ para valores de r maior do que a metade do comprimento do menor lado de S .

CHETWYND e DIGGLE (1998) forneceram um estimador para a variância de $\hat{K}(r)$ onde o processo básico é um processo de Poisson. Genericamente, se n é grande pode-se ter uma idéia grosseira da variabilidade de $\hat{K}(r)$ dividindo-se S em duas ou mais sub-regiões, calcular a variância empírica das estimativas de $\hat{K}(r)$ para as diferentes sub-regiões e usar o fato de que o termo dominante na variância de $\hat{K}(r)$ é de ordem n^{-1} .

A aplicação da fórmula (13) para a proporção w_{s_i,s_j} depende da forma da região. Considerando uma região retangular de lados a e b ($a > b$), o cálculo difere para cada situação abaixo.

(i) Se $u^2 \leq d_1^2 + d_2^2$, então

$$w_{s_i,s_j} \times u = 1 - \pi^{-1} \left\{ \cos^{-1}[\min(d_1, u)/u] + \cos^{-1}[\min(d_2, u)/u] \right\} \quad (14)$$

(ii) Se $u^2 > d_1^2 + d_2^2$, então

$$w_{s_i,s_j} \times u = \frac{3}{4} - (2\pi)^{-1} \left\{ \cos^{-1}(d_1/u) + \cos^{-1}(d_2/u) \right\} \quad (15)$$

em que

$s_i = (s_1, s_2)$ é o objeto evento i

$u = \|s_i - s_j\|$ é a distância entre os eventos i e j

$d_1 = \min(s_1, a - s_1)$ é distância a partir da borda na primeira dimensão

$d_2 = \min(s_2, b - s_2)$ é distância a partir da borda na segunda dimensão

Neste caso, d_1 e d_2 são as distâncias associadas dos eventos mais próximos às bordas vertical e horizontal de S , respectivamente.

A função $K(r)$ nem sempre é fácil de interpretar, uma vez que a linha obtida para a hipótese nula do *padrão* de Poisson é parabólica. Por esta razão BESAG (1977) propôs o estimador modificado (16).

$$\hat{L}(r) = \sqrt{\frac{\hat{K}(r)}{\pi}} - r \quad (16)$$

A função (9) é mais fácil de interpretar do que $K(r)$ porque para um *padrão* de Poisson $L(r) = 0$ em todas as distâncias r , os *padrões* agregados e regulares estão acima e abaixo de zero, respectivamente. Nota-se que o estimador $\hat{L}(r)$ tem entretanto a vantagem de ter uma variância mais estável do que $\hat{K}(r)$; todavia, deixa de ser não tendencioso por causa da transformação não-linear.

2.6.3 Função $K(\cdot)$ para Processos Pontuais não Homogêneos

Na análise de *padrões* espaciais pontuais um dos principais objetivos é frequentemente avaliar a intensidade de interação ou dependência entre os pontos. *Padrões* pontuais não homogêneos podem originar-se, por exemplo, a partir de observações de posições de plantas em que a fertilidade do solo exibe variação espacial.

Métodos para investigação da interação interpontos incluem abordagens não paramétricas tais como a função $K(\cdot)$ segundo momento (RIPLEY, 1977, DIGGLE, 1983) e modelos paramétricos explícitos tais como processos pontuais de Markov (RIPLEY; KELLY, 1977; BADDELEY e MØLLER, 1989). Entretanto, a abordagem não paramétrica baseia-se na

pressuposição de que o *padrão* pontual é espacialmente homogêneo (estacionário e isotrópico). Se uma análise inicial sugerir que o *padrão* tem densidade não-constante, então as técnicas não paramétricas correntes não permitem promover análises adicionais.

A função $K(\cdot)$ não homogênea é uma generalização da função $K(\cdot)$ usual, uma vez que um processo pontual estacionário tem $\lambda(s) \equiv \lambda$, o lado direito de (16) reduz-se à definição de $K(r)$ disponível em RIPLEY (1977). Analogamente ao caso estacionário, $L_{inhom} = (K_{inhom} / \pi)^{1/2}$, conforme BESAG (1977).

O estimador da função $K(\cdot)$ não homogênea incluindo a correção do efeito de borda é obtido por (BADDELEY et al., 2000, p. 5):

$$K_{inhom}(r) = \frac{1}{|S|} \sum_{i=1} \sum_{i \neq j} \frac{w_{s_i, s_j} I(\|s_i - s_j\| \leq r)}{\lambda(s_i) \lambda(s_j)}, \quad r \geq 0 \quad (17)$$

em que

$I(\cdot)$ = denota a função indicador

$|S|$ é a área de S

w_{s_i, s_j} = fator de correção do efeito de borda proposto por RIPLEY (1977)

O estimador não paramétrico $K_{inhom}(r)$ para processos não estacionários foi proposto por BADDELEY et al. (2000). Esses autores demonstraram que tanto as propriedades quanto a inclinação da linha de $K_{inhom}(r)$ são similares às da função $K(\cdot)$ usual, e que a fórmula (16) não depende da escolha de S .

BADDELEY et al. (2000) consideram que a função $K_{inhom}(r)$ e a abordagem semi-paramétrica pode ser útil em muitos casos de aplicações em que pode ser difícil modelar um *padrão* pontual não homogêneo por um simples modelo paramétrico. A exceção seria a tendência linear encontrada por BRIS e MØLLER (1998) na análise de um dos *padrões* pontuais.

2.7 PROGRAMAS COMPUTACIONAIS PARA ESTATÍSTICA ESPACIAL

A partir dos anos 90 aumentou tremendamente a dependência computacional nos

meios acadêmicos e científicos. Na presente tese não poderia ser diferente, a necessidade de usar programas computacionais mais modernos e mais especializados foi algo inevitável pelas razões que parecem óbvias considerando-se que os maiores progressos em GIS e análise espacial ocorreram somente a partir de 1992.

A seguir será feita uma breve descrição dos programas computacionais que ajudaram na construção da tese. Optou-se por trabalhar com programas espacialmente estruturados e com alguma interface de integração em termos de comunicação em arquivos. A participação de cada um na geração dos resultados está descrito nos métodos de cada tópico. Os seguintes programas computacionais foram utilizados:

2.7.1 S-Plus

Atualmente é considerado um dos programas computacionais modernos mais completos em termos de análise estatística e integração gráfica. Uma questão preliminar poderia ser: Por que S-Plus? S-Plus não é um sistema típico de análise estatística. De fato, é uma linguagem computacional que facilita as análises estatísticas. A linguagem é construída com um grande número de componentes úteis. A principal vantagem de S-Plus é que o usuário é livre para criar uma grande variedade de esquemas de análise de dados além dos componentes incorporados no programa e não é restrito a formatos típicos pré-determinados de sistemas analíticos.

Os componentes podem ser associados, permitindo criar exatamente as análises desejadas. Além disso, a criação de rotinas-S é feita em um ambiente interativo. Os resultados estão continuamente disponíveis e levam o usuário a modificar ou corrigir rotinas-S com base nos resultados intermediários.

Uma ferramenta disponível neste ambiente interativo é a capacidade de criar gráficos. Os gráficos elaborados com a linguagem S são facilmente e rapidamente produzidos. Uma outra característica é a capacidade de gerar números aleatórios com propriedades estatísticas específicas. Estas variáveis aleatórias são importantes em simulação e procedimentos de estimação. A combinação de uma linguagem computacional flexível desenhada para análises estatísticas, interativamente aplicadas com acesso à elaboração de gráficos e os números aleatórios fazem o sistema-S uma poderosa ferramenta nas mãos de indivíduos envolvidos em análise de dados. Quase todos os gráficos foram elaborados no S-Plus.

2.7.2 S+Spatialstats-Splus

É o módulo *padrão* de análise espacial que funciona sob o S-Plus e deve ser adquirido separadamente. É uma das versões pioneiras na área de análise de *padrão* espacial pontual. O seu uso ainda é pouco difundido na área florestal.

A versão S-Plus 3.3 (1995) foi utilizada para testar algumas funções espaciais como distância entre vizinhos mais próximos ou verificação de resultados da função $K(\cdot)$. No entanto, muitas outras análises podem ser realizadas com sucesso como por exemplo, um mapa de densidade da área basal da região de interesse.

2.7.3 Programa computacional-R

Dois autores R. Gentleman e R. Ihaka de origem neozelandeza, escreveram o programa que eles chamaram de \mathbb{R} , num ambiente de programação para análise de dados e construções gráficas. O nome já sugere que os autores consideram \mathbb{R} um pré-estágio de \mathbb{S} . O programa computacional \mathbb{R} é composto de um conjunto básico de funções e complementos funcionais que são chamados de pacotes. \mathbb{R} é de código aberto e gratuito distribuído sob "GNU Public Licence". O sistema \mathbb{R} é um desenvolvimento independente com base na linguagem \mathbb{S} . Além disso, todas as vantagens do S-Plus podem ser também compartilhadas no \mathbb{R} , pois, ambos baseiam-se na linguagem \mathbb{S} .

Trata-se de um programa estatístico não-convencional que tem uma base programável muito boa, além de permitir a produção de gráficos em vários formatos e de boa qualidade. Assim como \mathbb{R} , as bibliotecas dos módulos também são de código aberto e estão disponíveis em <http://cran.r-project.org>. \mathbb{R} e S-Plus são ditos "dialetos" da linguagem \mathbb{S} .

2.7.4 Splancs- \mathbb{R}

É um módulo de análise espacial de código aberto, desenvolvido pela Universidade de Lancaster que apresenta algumas vantagens e oferece algumas análises que não são encontradas em Spatial+Stats. Permite a análise de *padrão* pontual bivariado e possibilita a simulação de processos agregados de Poisson bem como reamostragem de conjuntos pontuais por transformações *toroidais* a partir de deslocamentos aleatórios ou pré-fixados.

2.7.5 Spatial-R

Esse módulo funciona sob o \mathbb{R} e foi desenvolvido por Brian Ripley em 1990. É um módulo que permite calcular a função $K(\cdot)$ apenas para casos univariados e seus respectivos envelopes de confiança, mas permite implementar vários modelos de simulação para processos pontuais como: processo Strauss e SSI.

2.7.6 Spatstat-R

O Spatstat-R é um módulo especializado em modernas técnicas de análise de *padrão* espacial pontual e foi lançado em julho de 2002. Seu código fonte foi escrito por Adrian Baddely e Rolf Turner. É um módulo com versão disponível para \mathbb{R} que traz uma série de novidades em termos de análise de *padrão* espacial pontual, incluindo análise de *padrão* pontual marcado cruzado e *padrão* pontual heterogêneo através da função $K(\cdot)$. Além disso, oferece mecanismo para simulação para processos pontuais como: processo *Neyman-Scott*, SSI e Thomas.

O Spatstat também permite fazer a correção do efeito de borda na estimativa da função $K(\cdot)$ por vários métodos, inclusive isotrópico. Existe ainda um atrativo interessante de utilização que é a possibilidade de combinar marcas qualitativas na análise de dependência e associação espacial entre dois conjuntos distintos de *padrões* pontuais.

3 CARACTERIZAÇÃO DA ESTRUTURA DIAMÉTRICA E FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA DE UMA FLORESTA DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA, ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO

3.1 INTRODUÇÃO

É grande a necessidade de pesquisas sobre florestas naturais da Amazônia, especialmente as de terra firme para onde têm sido orientados inúmeros projetos de desenvolvimento florestal.

Apesar dos esforços dos pesquisadores, a quantidade e qualidade dos dados disponíveis têm sido as principais limitações para o desenvolvimento de pesquisas consistentes na região. Além disto, existem poucas áreas experimentais implantadas com a finalidade de fornecer suporte para o desenvolvimento de metodologias adaptadas para a região. Esse aspecto mostra a importância do fomento de projetos pilotos pelo IBAMA, como meio de dinamizar as ações de pesquisas na região.

Espera-se que com a implantação do programa piloto IBAMA/ITTO na Floresta Nacional do Tapajós, visando o desenvolvimento e difusão de técnicas de manejo florestal sustentado, uma razoável quantidade de dados com qualidade e em escala comercial possa ser disponibilizada, favorecendo o surgimento de novas pesquisas florestais na Amazônia.

As informações sobre a estrutura diamétrica permitem conhecer melhor os níveis de estoques dos produtos, facilitando a organização das operações de logística no planejamento das unidades de produção anual (UPA).

Na presente pesquisa foram abordados os aspectos relacionados com a estrutura diamétrica e frequência fitossociológica de uma floresta tropical de terra firme, introduzindo-se modernas técnicas de construção e representação gráfica.

O objetivo da pesquisa neste tópico consistiu em caracterizar a estrutura diamétrica e a frequência fitossociológica de uma floresta natural de terra firme da Amazônia, antes e depois do corte seletivo, com base nas informações do inventário florestal a 100%.

3.2 REVISÃO DA LITERATURA

Segundo HOSOKAWA (1981) a descrição da distribuição diamétrica em relação ao número de árvores, área basal e volume melhora a caracterização da estrutura da floresta.

Essa importância é enfatizada por JARDIM e HOSOKAWA (1987), considerando que não se pode prescindir da avaliação da estrutura diamétrica para a elaboração de planos de manejo florestal em regime de rendimento sustentado.

O conceito de distribuição diamétrica em florestas multianais foi estabelecido historicamente pelo Francês DE LIOCOURT, quando em 1898, aplicou a distribuição exponencial para dados de diâmetros de floresta nativa, lançando a teoria de que a distribuição diamétrica de florestas heterogêneas comportava-se como distribuição em forma de “J – invertido”.

Afirmava DE LIOCOURT (1898) que, para manter o equilíbrio dessa estrutura diamétrica seria necessário manejar a floresta tentando conduzi-la para uma distribuição “BALANCEADA” capaz de induzir a floresta a um nível de produção sustentada. MEYER (1952) expandiu essa teoria ao introduzir o termo “FLORESTA BALANCEADA” ou “DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA BALANCEADA”.

Por “FLORESTA BALANCEADA”, MEYER (1952) afirmava que seria aquela em que o crescimento corrente poderia ser removido anualmente ou periodicamente de modo que a floresta pudesse manter ao mesmo tempo a sua estrutura e o seu volume inicial. Isto é, nestas condições a floresta pode ser considerada com estoque normal em crescimento, o que pode permiti-la alcançar um rendimento sustentável.

Também para MEYER (1952) as florestas primárias e as manejadas de maneira adequada, tendem a apresentar distribuições diamétricas praticamente inalteradas, devido principalmente ao equilíbrio entre crescimento e mortalidade.

Conhecer a estrutura diamétrica das florestas tropicais é requisito essencial ao planejamento e execução de projetos de manejo. Por ser a variável idade o parâmetro mais importante na descrição do desenvolvimento de uma floresta e de difícil obtenção numa floresta tropical, isso implica que essa dificuldade em se determinar idades numa comunidade clímax com ampla variação de idades como a floresta tropical, deve ser compensada também com análises sobre a estrutura diamétrica.

A distribuição diamétrica que garante a sobrevivência de uma espécie florestal, bem como o seu aproveitamento racional em regime de rendimento sustentado, é sem dúvida a “distribuição diamétrica regular”, cuja premissa é de que as classes inferiores devem manter um número maior de indivíduos a fim de compensar a redução por exploração ou morte

natural no processo de transição de mudança de classes. As espécies que apresentam distribuição diamétrica não regular, estarão em desvantagem na disputa pela sobrevivência até o estado clímax (FINOL, 1964).

Segundo LAMPRECHT (1962), uma distribuição diamétrica regular pressupõe a existência de maior número de indivíduos nas classes inferiores, o que torna-se uma garantia maior para a continuidade e sobrevivência das espécies, caso contrário, com o estabelecimento de uma estrutura diamétrica não regular, as espécies tenderão a desaparecer com o tempo.

De acordo com JARDIM (1985), em florestas tropicais somente poucas espécies apresentam uma distribuição diamétrica regular, o que corresponde em torno de 25% das espécies, para uma floresta primária em estado clímax.

Esse tipo de análise é importante por possibilitar conhecer a composição florística da vegetação cuja descrição tem impacto positivo significativo sobre análise precisa da distribuição espacial das espécies e suas capacidades de restauração estrutural.

3.3 MATERIAL E MÉTODOS

Foi utilizada a área de 800 hectares (fig. 4, p. 9), cujas características foram detalhadas no tópico 1. Os critérios usados na seleção das variáveis e a lista de espécies (quadro 2, p. 18), foram apresentados no tópico 1.

Antes de proceder às análises, os diâmetros foram agrupados em classes de amplitude variável utilizando-se o método Q_3-Q_2 . O número de classes diamétricas foi obtido pelo método alternativo denominado de CUNHA e MACHADO. Ambos os métodos foram desenvolvidos durante os estudos de doutorado e constam em artigos escritos a serem submetidos para publicação. Por essa razão será apresentado apenas um breve sumário da abordagem desses métodos. As razões que motivaram o uso dessas duas ferramentas são devidas ao sucesso obtido em áreas-teste, envolvendo principalmente espécies em áreas com recobrimento mínimo de trinta observações e ampla variação diamétrica.

O método Q_3-Q_2 é um método alternativo para agrupamento de dados que utiliza o conceito de quartis e consiste nas seguintes operações:

Passo 1: organizar o conjunto de dados em colunas e preferencialmente em ordem crescente

- Passo 2: a partir dos dados iniciais gerar uma coluna de dados sem observações repetidas (n_{sor})
- Passo 3: determinar o *ranking* (ordem de posição) do 3º quartil para os dados sem observações repetidas (R_{Q3})
- Passo 4: subtrair o valor do *ranking* obtido no passo 3 (R_{Q3}) do número de observações sem dados repetidos (n_{sor}), $R_{Q2} = n_{sor} - R_{Q3}$
- Passo 5: utilizar o resultado do passo 4 para determinar o *ranking* do 2º quartil (R_{Q2}) do restante dos dados sem observações repetidas
- Passo 6: adicionar o resultado do passo 3 ao valor obtido no passo 5, $R_{Q32} = R_{Q3} + R_{Q2}$
- Passo 7: subtrair o resultado do passo 6 (R_{Q32}) do número total de observações sem dados repetidos (n_{sor}), $R_2 = n_{sor} - R_{Q32}$
- Passo 8: finalmente, subtrair o resultado do passo 7 (R_2) do número total de observações iniciais ($N_{árv.}$), $R(i) = N_{árv.} - R_2$

O resultado do passo 8, $R(i)$, fornecerá o *ranking esperado* para os dados iniciais, cujo diâmetro de referência (dR_i) será usado no cálculo da escala logarítmica até a penúltima classe. Utilizar as fórmulas (18) e (19) para calcular as constantes aditivas b_{k-2} e b_2 da escala logarítmica:

$$b_{k-2} = \frac{Ln[dR(i) / d_0]}{k - 2} \quad (18)$$

$$b_2 = \frac{Ln[d_+ / dR(i)]}{2} \quad (19)$$

em que

b_{k-2} = amplitude média em escala logarítmica da variável de interesse relativa a $k - 2$ primeiras classes

b_2 = amplitude média em escala logarítmica da variável de interesse relativa às 2 últimas classes

$dR(i)$ = valor do diâmetro no *ranking esperado* para os dados iniciais

k = número de classes

d_0 = menor diâmetro observado

d_+ = maior diâmetro observado

Ln = logaritmo neperiano de base $e=2,718282$

Tanto o cálculo do limite superior da classe inicial, como das demais $k - 2$ classes, é obtido por $e^{cd \times b_{k-2} + Ln(d_0)}$, enquanto que o limite superior da penúltima classe é calculado por $e^{cd \times b_2 + Ln(d_0)}$.

A fórmula (20) proposta para o cálculo do número de classes (k) envolve a combinação das variáveis quartis {1º quartil (Q_1), 2º quartil (Q_2)=mediana, 3º quartil (Q_3), intervalo interquartil ($Q_{13} = Q_3 - Q_1$) e $Q\phi = 0,5 \times Q_{13}$ } com o número de observações (n), posto que os quartis são de ocorrência natural em qualquer amostra de dados. Utilizou-se a fórmula (20) na versão que utiliza o intervalo interquartil ($Q_{13} = Q_3 - Q_1$), a qual é dada por:

$$k = Ln [(Q_3 - Q_1) \times n] \quad \text{CUNHA e MACHADO} \quad (20)$$

em que

k = número de classes

n = número de observações

Q_1, Q_3 = 1º e 3º quartis, respectivamente

A opção pela combinação do intervalo interquartil em (20), deve-se ao fato de que estudos realizados comprovaram a sua eficiência quando aplicada em populações contendo pelo menos trinta indivíduos observados.

Os histogramas com classes de tamanhos variados foram processados diretamente no módulo básico do programa computacional-E. Deve-se destacar que programas computacionais estatísticos convencionais como STATISTICA, SPSS, STATGRAPHICS, MINITAB ou planilhas eletrônicas como o Excel, não dispõem de recursos de fácil acesso que permitam produzir gráficos por dispositivos computacionais automáticos, semelhante à diferenciação de classes destacadas nas figuras 12, 13, 14, 15 e 16 (págs. 67-70).

Visando facilitar as análises, inclusive a determinação da frequência fitossociológica, variável obtida por medida indireta, cada unidade básica de 1 hectare (UBH) foi codificada com numeração sequencial $j : (1, 2, 3, \dots, 800)$, até completar os 800 hectares da área de estudo. Assim, cada variável foi preliminarmente computada em cada UBH, o que permitiu no cômputo geral obter médias, medianas e efetuar contagens por espécie, por hectare ou por frações da área ou total.

A frequência fitossociológica (%), diferentemente da abundância (ni/ha), descreve a distribuição espacial no terreno de determinada espécie em relação a uma área inventariada ou sob estudo. Antes de proceder ao cálculo da frequência fitossociológica deve-se dividir a área em unidades básicas de mesma forma e dimensão, podendo-se utilizar um hectare ou parcelas/unidades amostrais de modo a preencher 100% dos espaços da área observada. A abundância por sua vez quantifica apenas o número de indivíduos de determinada espécie ou total por unidade de área.

Se uma área de 100ha for dividida em 100 partes iguais de um hectare, supondo-se o registro da presença de determinada espécie em 25 partes, não importando a ordem, totalizando trinta indivíduos, então a frequência fitossociológica absoluta será de 25% e a abundância absoluta será de trinta árv./100ha.

A frequência fitossociológica é considerada uma variável de importância por permitir avaliar, por exemplo, a quantificação dos espaços alterados em uma *floresta primária manejada*, sendo estimada por:

$$FF[i]abs(\%) = \frac{\sum_j^m B[i]_j}{\text{Número total de módulos}} \times 100 \quad (25)$$

$$FF[i]rel(\%) = \frac{FF[i]abs}{\sum_{j=1}^m FF_{ij}abs} \quad \begin{cases} j = 1, 2, \dots, m \\ i = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (26)$$

em que

$B[i]_j = 0$ (ausência) ou 1 (presença)

$FF[i]abs(\%)$ = frequência fitossociológica absoluta da espécie i

$B[i]_j$ = número de módulos com registro da presença da espécie i

$FF[i]rel(\%)$ = frequência fitossociológica relativa da espécie i

$FF_{ij}abs(\%)$ = frequência fitossociológica absoluta da i – ésima espécie no j – ésimo módulo de 1 hectare

Entende-se por *floresta primária manejada*, uma parte do ecossistema submetido à intervenção silvicultural num dado momento, visando a produção sustentada de madeira ou

outros produtos, em sucessivos ciclos de corte.

Para o ajuste da curva de densidade de probabilidade (fig. 11b), foi utilizada a função *plot (density) do S-Plus* com parâmetro de ajuste Gaussiano.

3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados do processamento dos dados foram sumarizados em 4 tabelas e 8 figuras. Tanto as tabelas quanto as figuras contextualizam as variáveis antes e depois do corte seletivo. A sequência de tabelas procura ilustrar o comportamento da abundância, frequência fitossociológica, área basal e volume dentro dos cenários reais de um manejo florestal. A sequência de figuras é formada predominantemente pelas distribuições diamétricas da abundância no nível de espécie, antes e depois do corte seletivo, finalizando com o perfil da distribuição da área basal por classe diamétrica.

As tabelas permitem entender melhor o comportamento individual das espécies analisadas e as principais relações com as demais espécies exploradas em termos de abundância, frequência fitossociológica, área basal e volume.

As figuras, ao incorporarem técnicas mais modernas de representação gráfica destacam aspectos que são normalmente omitidos em análises tradicionais como a visualização em tempo real dos limites das classes diamétricas em tamanhos variados e com o ajustamento das barras dos histogramas permitindo diferenciar os momentos antes e depois do corte seletivo.

Na tabela 1 são apresentadas as quantificações da abundância, área basal e volume para as 195 espécies inventariadas nos 800 hectares, antes e depois do corte seletivo e extraído pela exploração.

A tabela 1 contém os valores em abundância, área basal e volume dos 800 hectares da área de estudo a partir do $DAP \geq 35\text{cm}$. Esta tabela mostra que antes do corte seletivo existiam em média 27 árvores/ha com $DAP \geq 35\text{cm}$, atingindo até 84 árvores/ha em algumas unidades básicas de 1 hectare (UBH), a área basal média era de $9,71 \text{ m}^2/\text{ha}$, alcançando até $25,35 \text{ m}^2/\text{ha}$ em algumas UBH e o volume médio era de $95,01 \text{ m}^3/\text{ha}$, podendo atingir até $271,2 \text{ m}^3/\text{ha}$ em algumas UBH.

TABELA 1 – ABUNDÂNCIA (A), ÁREA BASAL (G) E VOLUME (V) POR HECTARE (DAP≥35cm) ANTES, DEPOIS E EXTRAÍDO DURANTE O CORTE SELETIVO, PARA AS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES

Parâmetro	Unidade	Antes do corte	Depois do corte	Extraída durante o corte
Abundância	A	27	21	6
	A ₀ ni/ha	1	1	1
	A ₊	84	70	21
Área basal	G	9,71	6,65	2,90
	G ₀ m ² /ha	0,27	0,26	0,23
	G ₊	25,36	20,16	9,72
Volume	V	95,00	62,18	30,19
	V ₀ m ³ /ha	2,65	2,65	1,81
	V ₊	271,20	210,43	110,74

em que A=abundância, A₀ e A₊=menor e maior abundância, G=Área basal, G₀ e G₊=menor e maior área basal, V=Volume, V₀ e V₊= menor e maior volume.

De acordo com os resultados (tab. 1), depois do corte seletivo permaneceram, em média 21 árvores/ha, porém em algumas UBH foram encontradas até 70 árvores/ha. A área basal média remanescente foi de 6,65 m²/ha, com variação até 20,16 m²/ha em algumas UBH e o volume médio estocado foi de 62,18 m³/ha, com registro de UBH com até 210,4 m³/ha.

Observa-se (tab. 1) que foram extraídas em média 6 árvores/ha, embora em algumas UBH esse valor tenha sido de 21; a área basal média removida foi de 2,90 m²/ha, porém em algumas UBH atingiu o valor de 9,72 m²/ha e o volume médio extraído foi 30,19 m³/ha com registro de até 110,74 m³/ha em algumas UBH.

A tabela 2 apresenta os resultados para as 10 espécies destacando as três mais frequentes. Observa-se (tab. 2) que das 546 unidades básicas de um hectare (UBH) com a presença da Maçaranduba (68,25%) em 424 (53%) houve a remoção de pelo menos um indivíduo, sendo que em 281 UBH (35,13%) não foi retirada nenhuma árvore. De 446 UBH (55,75%), apenas em 287 (35,88%) não foi removida nenhuma Andiroba e em 311 UBH (38,88%) houve a remoção de pelo menos um indivíduo. Em 250 (42,75%) das 342 UBH (31,25%) houve a remoção de pelo menos uma árvore de Ipê, enquanto em 146 UBH (18,25%), nenhuma árvore foi retirada.

TABELA 2 – ABUNDÂNCIA ABSOLUTA (Aabs) E FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA ABSOLUTA (FFabs) DE ALGUMAS ESPÉCIES COM DAP \geq 35cm, ANTES (Acortse), DEPOIS (Dcortse) E EXTRAÍDAS DURANTE O CORTE SELETIVO (Ecortse)

Espécie	Aabs, ni/800ha			FFabs (%), 800ha		
	Acortse	Dcortse	Ecortse	Acortse	Dcortse	Ecortse
Maçaranduba	1049	362	687	68,25	35,13	53,00
Andiroba	955	440	515	55,75	35,88	38,88
Ipê	486	164	322	42,75	18,25	31,25
Cupiúba	363	290	73	33,50	26,38	8,13
Pará pará	265	216	49	24,13	21,00	5,00
Breu sucububa	223	164	59	21,75	17,50	6,38
Piquiá	192	92	100	20,75	10,75	11,38
Cumaru	159	59	100	17,88	6,63	11,50
Jatobá	112	46	66	13,00	5,75	7,88
Louro vermelho	106	28	78	10,25	3,25	7,88

Observa-se (tab. 2) que diferentemente da abundância, a frequência fitossociológica não está sujeita às propriedades da adição, pois, enquanto para a abundância da Maçaranduba verifica-se a relação: $1049-687=362$, para a frequência fitossociológica a relação: $68,25-53,00 \neq 35,13$, não segue a mesma regra.

Essa característica da frequência fitossociológica mostra a importância da sua determinação em todas as fases do manejo florestal (Acortse, Dcortse e Ecortse), como um componente que permite relacionar o percentual de espaço vital mecanicamente alterado pela exploração de cada espécie, com o percentual de áreas mantidas fora da zona de danos ambientais.

Analisando-se os índices percentuais da tabela 3, observa-se que antes e depois do corte seletivo, a participação das 10 espécies escolhidas em relação às demais espécies, passou de 24,26% para 10,54% em termos de abundância, de 27,34% para 11,21% em área basal e de 27,63% para 11,29% em volume, enquanto outros índices mostram que foram removidos pela exploração 41,25% da abundância, 45,02% da área basal e 44,75% do volume. Em relação ao total, as espécies exploradas representaram 21,95% da abundância, 31,33% da área basal e 33,76% do volume.

TABELA 3 – PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL DA ABUNDÂNCIA, ÁREA BASAL E VOLUME COM DAP \geq 35cm DAS MESMAS ESPÉCIES DA TABELA 2, POR NÍVEIS DE ABORDAGENS (Acortse, Dcortse E Ecortse), EM RELAÇÃO ÀS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES

Parâmetro	Acortse (%)	Dcortse (%)	Ecortse (%)
Abundância	24,26	10,54	41,25
Área basal	27,34	11,21	45,02
Volume	27,63	11,29	44,75

Em decorrência da não medição de todas as árvores listadas e da exclusão de algumas espécies por parte do inventário a 100%, o comportamento da figura 11 não apresenta a tradicional forma do "J" invertido para florestas primárias.

Para auxiliar na análise da estrutura diamétrica da floresta foram construídos os histogramas representando a distribuição diamétrica das 10 espécies, antes e depois do corte seletivo (figs. 12, 13, 14, 15 e 16).

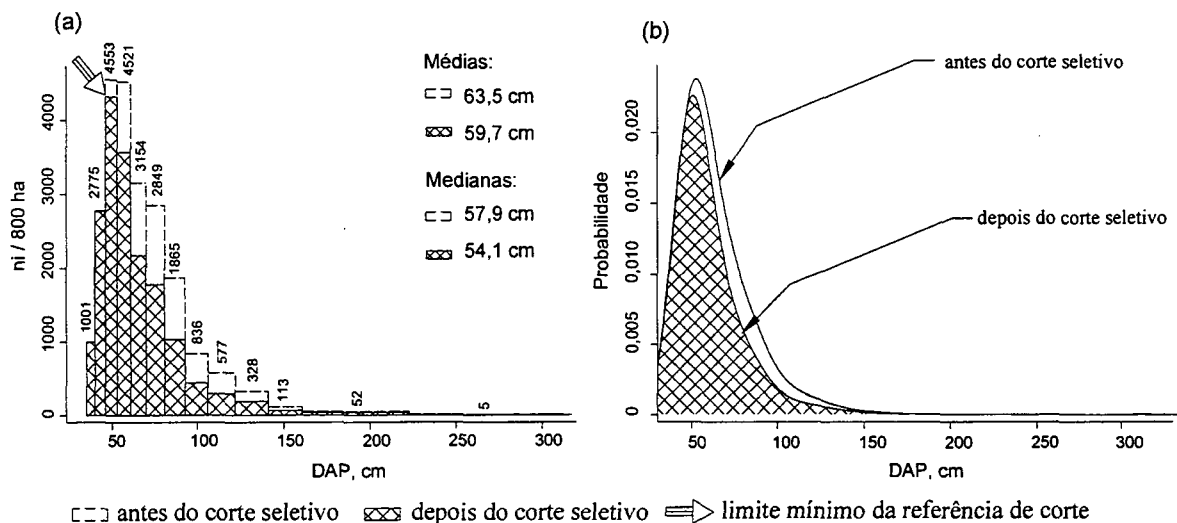
Na distribuição diamétrica da área manejada ilustrada pela figura 11a, observa-se que as duas primeiras classes apresentam defasagem em termos amostrais, o que está de acordo com explicações anteriores. Esse aspecto permite confirmar a hipótese de que no inventário a 100%, foram feitas medições parciais para diâmetros abaixo de 45cm. Também mostra que no aspecto global a intensidade de corte não alterou o perfil básico da distribuição nem causou desequilíbrios aparentes na estrutura física. O mesmo efeito é confirmado pela figura 11b, em que os níveis das curvas de densidade de probabilidade revelam indícios de que a floresta manteve a sua estrutura diamétrica preservada.

As curvas de densidade de probabilidade (fig. 11b), realçam o risco do contraste entre a visão global e local dos efeitos aparentes e reais causados pela exploração ainda que orientada sob a premissa da sustentabilidade. O que se observa é que o perfil da floresta permaneceu em equilíbrio, refletindo a condição de "FLORESTA BALANCEADA" de MEYER em que a proporção da frequência fitossociológica entre as classes sucessivas manteve-se aproximadamente constante.

Mas, as reais condições das alterações na composição das espécies dificilmente serão observadas a partir da visão global, é o que mostram os resultados das distribuições diamétricas por espécie, o que impõe a necessidade de se fazer análises mais detalhadas no nível de espécie, através do qual as reais alterações possam ser reveladas e seus efeitos

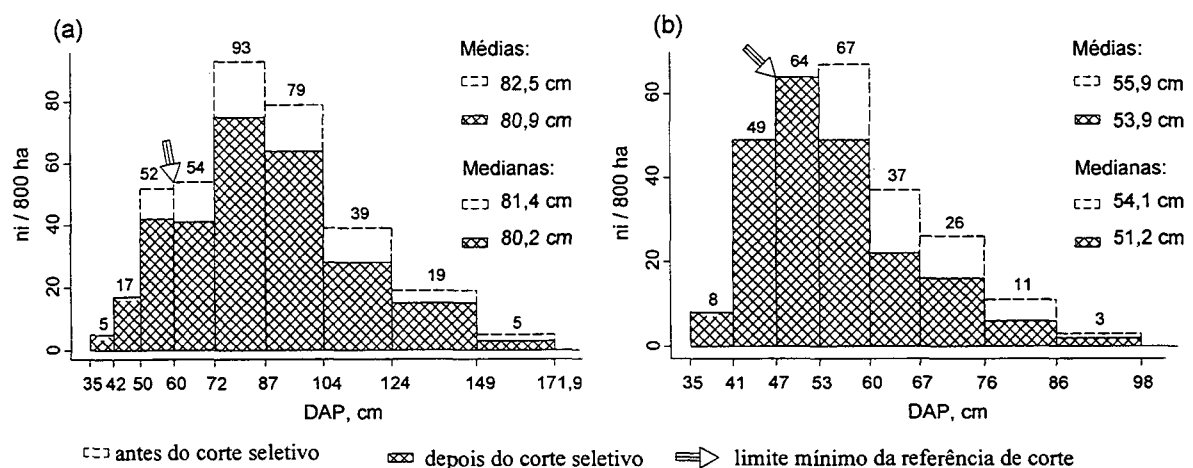
quantificados.

FIGURA 11 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA (a) E CURVAS DE DENSIDADE DE PROBABILIDADE (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO



A figura 12a,b mostra a distribuição diamétrica das espécies Cupiúba (fig. 12a), e Parará (fig. 12b), antes e depois do corte seletivo. Observa-se que individualmente as classes acima de 50cm de DAP com maior potencial para o aproveitamento comercial apresentam baixos níveis de redução da abundância, refletindo uma menor preferência comercial por essas espécies.

FIGURA 12 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES PIONEIRAS, CUPÍUBA (a) E PARÁ PARÁ (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO



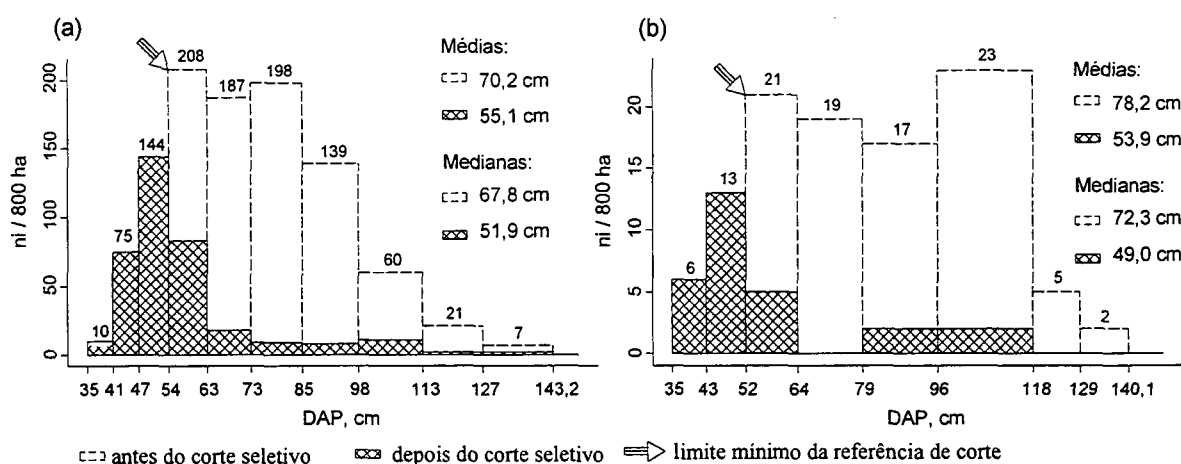
Por se tratarem de espécies pioneiras seria desejável considerá-las com funções estratégicas nas fases subsequentes de crescimento depois do corte seletivo, principalmente

em termos de colonização das clareiras já que esse grupo é um dos poucos com banco de semente ativo.

Os contornos da distribuição diamétrica (fig. 13a), antes e depois do corte seletivo, mostram ter havido uma acentuada redução do número de árvores por classe de DAP em todas as classes subsequentes à classe limite inicial do diâmetro mínimo de corte. Como consequência, apesar de árvores remanescentes em cerca de 10% por classe, é possível identificar uma quebra estrutural.

A sobreposição das distribuições diamétricas antes e depois do corte seletivo, observadas na figura 13b, indicam que na 4ª classe e nas duas últimas classes a redução do número de árvores foi total, alterando drasticamente a estrutura de uma espécie de crescimento lento. Embora com o registro da presença de árvores remanescentes na classe limite de DAP mínimo de corte e em duas classes contíguas intermediárias em níveis que atendem aos 10% exigidos pela legislação florestal, admite-se que como exceção, o procedimento adotado neste caso tem que ser revisto pelos responsáveis que regulam, controlam, fiscalizam e autorizam a execução de projetos de manejo florestal na Amazônia.

FIGURA 13 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO LENTO, MAÇARANDUBA (a) E LOURO VERMELHO (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO

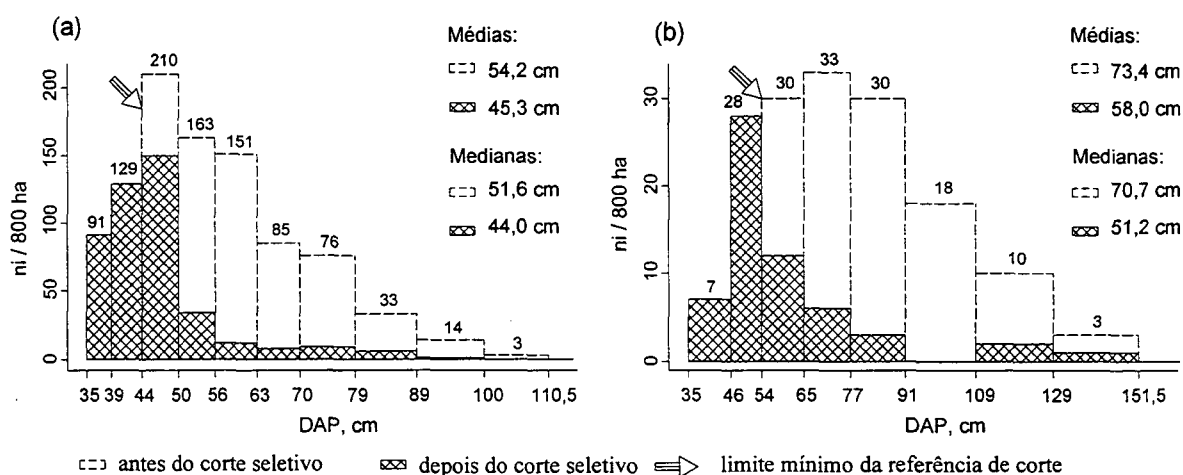


Na figura 14a, observa-se que a distribuição resultante depois do corte seletivo apresenta níveis de alteração altos comparativamente à estrutura inicial. Embora em quase todas as classes à exceção da última, tenha sido mantido o percentual mínimo de estoque de

10%, ainda assim, pode-se considerar que por ser o limiar do 1º ciclo de corte e por se pretender difundir princípios de sustentabilidade do manejo florestal na Amazônia, o retrato atual dessa realidade pode não garantir uma recuperação satisfatória dessa espécie nos próximos ciclos de corte.

Ao examinar a figura 14b, põe-se em evidência a redução total do número de árvores da 6ª classe como consequência do corte seletivo. O Cumaru (fig. 14b), mostra uma estrutura entre classes bem equilibrada. Em relação ao estoque remanescente, no conjunto, a distribuição demonstra perda de equilíbrio nas classes subsequentes ao diâmetro mínimo de corte, o que pode não ser favorável à sua dinâmica de crescimento na fase que deverá anteceder ao 2º ciclo de corte.

FIGURA 14 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO RÁPIDO, ANDIROBA (a) E CUMARU (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO

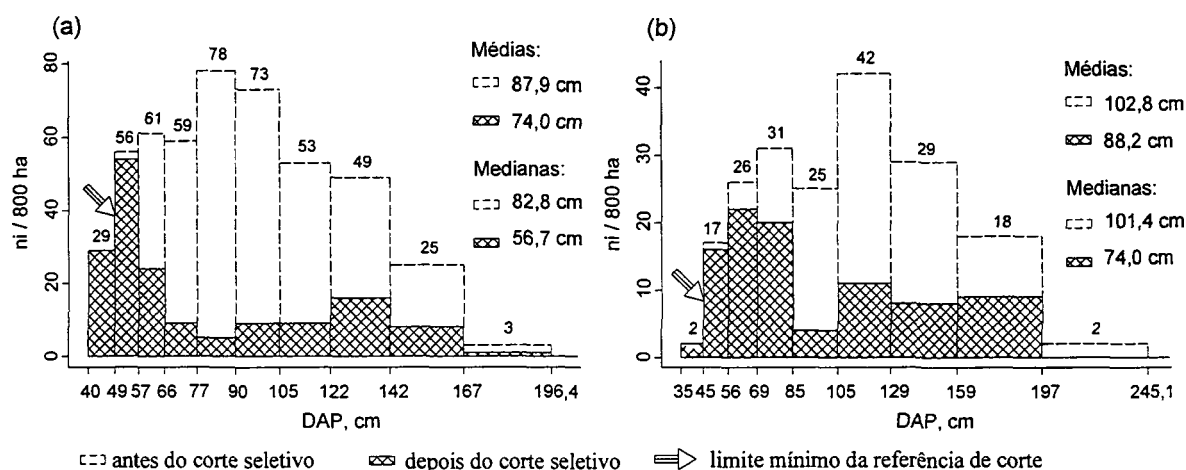


Ao observar a figura 15a, identifica-se a existência de uma estrutura diamétrica bastante sólida devido à proporcionalidade de indivíduos distribuídos entre as classes. O perfil da distribuição depois do corte seletivo difere completamente daquele observado antes do corte seletivo. Em termos de fator de equilíbrio, não se estabeleceram condições razoáveis para a recuperação desta espécie, pois a mudança na estrutura em níveis comparados ao observado, torna muito mais difícil a recomposição do estoque nas classes comerciais.

A configuração da distribuição diamétrica (fig. 15b), apresenta como destaque a redução total do número de árvores na última classe, depois do corte seletivo. Apesar disso,

nenhuma consequência grave é esperada, pois a ampla variação diamétrica desta espécie fez com que ao se manter cerca de 50% do estoque da penúltima classe, assegurou-lhe uma boa condição de equilíbrio nas classes extremas. O desenho do perfil da distribuição depois do corte seletivo, mostra que nas classes intermediárias a redução dos estoques foi melhor regulada, talvez em função da baixa prioridade desta espécie em termos comerciais.

FIGURA 15 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX DE CRESCIMENTO RÁPIDO, IPÊ (a) E PIQUIÁ (b), ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO

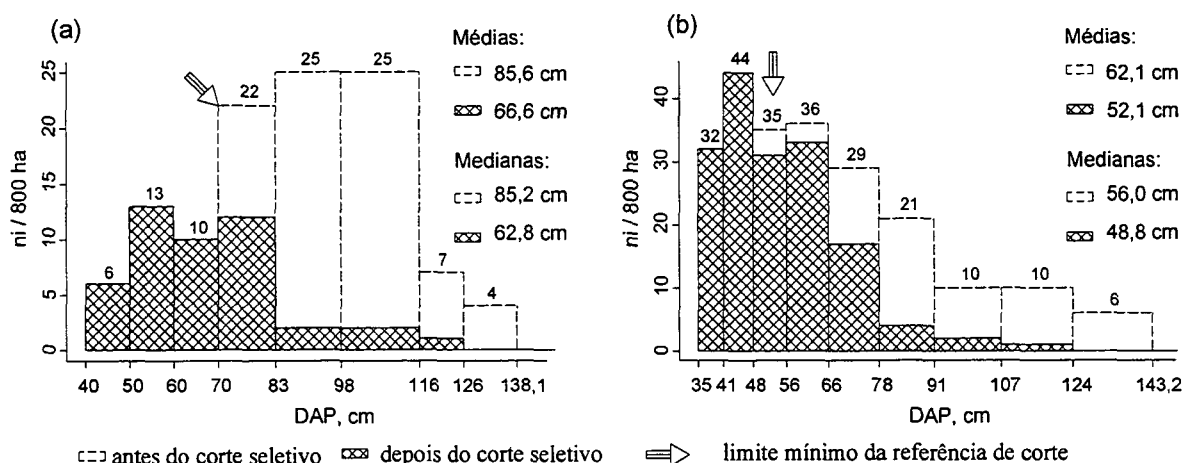


A distribuição diamétrica caracterizada pela figura 16a, mostra que antes do corte seletivo o Jatobá apresentava três classes intermediárias de maiores diâmetros como as mais abundantes.

A redução do estoque do número de árvores (fig. 16a) foi mais significativa entre duas das três classes mais abundantes. Apesar dos níveis de estoques estarem de acordo com os 10% previstos na legislação, exceto a última classe com estoque zero, pela distribuição remanescente torna-se difícil pressupor a disponibilidade em quantidade suficiente de indivíduos com essas características dimensionais antes do corte seletivo, no 2º ciclo de corte.

A análise da figura 16b, permite observar que a distribuição diamétrica remanescente além de bem equilibrada, manteve o perfil inicial antes do corte seletivo. Diante das características apresentadas, pode-se dizer que como protótipo de referência para o 1º ciclo de corte, o presente caso, enquadra-se numa alternativa viável de execução e controle, objetivando conduzir o manejo florestal em bases sustentáveis.

FIGURA 16 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA DE 2 ESPÉCIES CLÍMAX: JATOBÁ (a) DE CRESCIMENTO LENTO E BREU SUCURUBA (b) DE CRESCIMENTO RÁPIDO, ANTES E DEPOIS DO CORTE SELETIVO



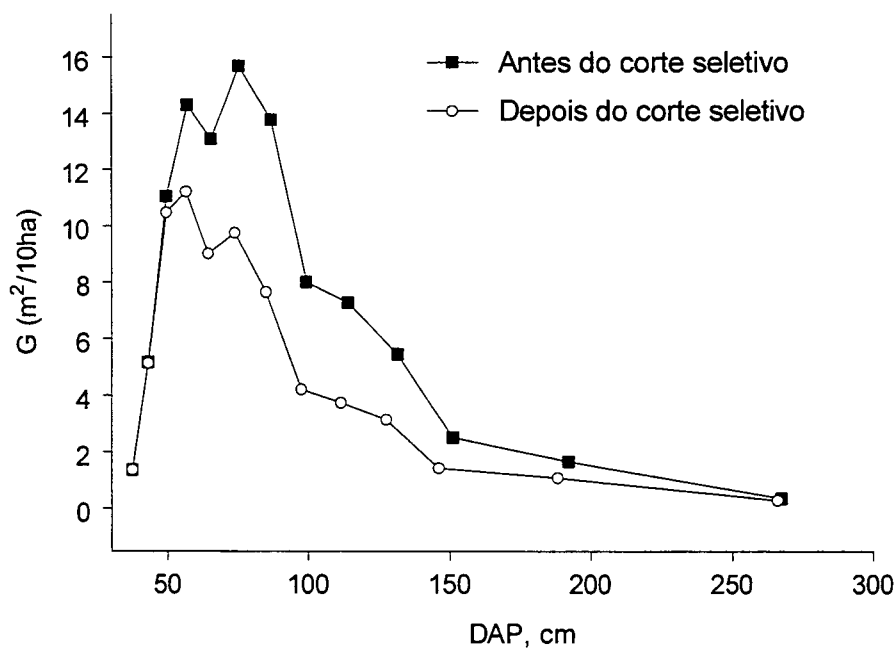
A figura 17 mostra que a redução da área basal em todos os níveis da variação diamétrica, tomando como referência a linha de corte com DAP ≥ 50 cm, manteve o perfil estrutural depois do corte seletivo semelhante ao que existia antes do corte seletivo.

Considerando que a relação da área basal com o DAP em evidência na figura 17 envolve a *floresta primária manejada*, a remoção da área basal foi mais crítica nas cinco primeiras classes subsequentes à linha de corte, até o DAP aproximado de 100cm, a partir do qual as áreas basais extraídas atingiram níveis aparentemente menores.

Apesar das limitações a que são sujeitas análises deste tipo, dois aspectos importantes podem ser destacados: i) o rebaixamento da curva da área basal mostra que houve uma forte intervenção em termos do que seria teoricamente esperado para o 1º ciclo de corte e, ii) a regulação da forma básica da relação área basal x classe de DAP pode ser indicada como o fator mais positivo a ser observado (fig. 17), pois, a manutenção de uma estrutura mínima com formato idêntico ao perfil original é fundamental para ajudar no processo de controle da regeneração natural.

A inclusão de gráficos no plano operacional anual (POA), para as 10 espécies mais importantes listadas no manejo florestal, na forma como aplicou-se na presente pesquisa, isto é, antes e após o corte seletivo, além de servir como elementos indicadores/verificadores da sustentabilidade do manejo, permitiria compatibilizar a estrutura desejável a ser mantida com a retenção de árvores maduras bem distribuídas nas classes comerciais, evitando-se quebras ou rupturas desnecessárias no perfil da floresta remanescente.

FIGURA 17 – ÁREA BASAL DA FLORESTA PARA AS 195 ESPÉCIES INVENTARIADAS NOS 800 HECTARES POR CLASSE DE DAP EM CADA 10ha



Do ponto de vista global, verificou-se que o conceito de "FLORESTA BALANCEADA" de MEYER foi alcançado mesmo com práticas inadequadas de manejo para algumas espécies. Esse precedente pode resultar em consequências graves em termos de sustentabilidade durante os próximos ciclos de corte, para as espécies que apresentaram uma estrutura diamétrica comprometida pela intensidade de corte.

3.5 CONCLUSÃO

Os resultados obtidos permitem concluir que :

A intensidade de corte seletivo somente em poucos casos promoveu alterações satisfatórias na estrutura diamétrica, sendo que na maioria dos casos observados não foi praticada uma redução equilibrada da abundância nas classes diamétricas, com efeitos mais críticos decorrentes da eliminação de classes diamétricas para as espécies Louro vermelho (*Sextonia rubra* Mez van der Werff) e Cumaru (*Dipteryx odorata* Aubl. Willd.).

O conhecimento da frequência fitossociológica de cada espécie associada à análise individual das classes diamétricas, antes e depois de um corte seletivo, pode permitir organizar e ordenar melhor o arranjo espacial dos indivíduos a serem removidos da floresta.

4 DETERMINAÇÃO DO TAMANHO DA JANELA DE ANÁLISE PARA PADRÕES PONTUAIS DE ALGUMAS ESPÉCIES FLORESTAIS DA AMAZÔNIA, MEDIANTE USO DA FUNÇÃO $K(\cdot)$

4.1 INTRODUÇÃO

Padrões pontuais empíricos são examinados por uma variedade de razões. A principal é a expectativa de que um *padrão* represente uma fonte de evidência que possa ser útil em mais aprendizado sobre o processo responsável pela sua geração.

Padrões pontuais com densidade não homogênea são observados com bastante frequência na natureza, inclusive o *padrão* completamente aleatório. Por exemplo, o número de árvores por unidade de área em uma floresta depende das condições ambientais e por essa razão mapas de distribuição espacial normalmente mostram aspectos não homogêneos. Quando o *padrão* pontual sob investigação não é homogêneo pode-se explorá-lo com a densidade do fenômeno representada pelos pontos que variam na área de interesse.

A determinação do *padrão* de distribuição espacial é importante na seleção de métodos de amostragem (ODUM, 1993, p. 218).

O uso da função $K(\cdot)$ em análise espacial justifica-se por permitir fazer inferências sobre grandes escalas de observação, tanto no caso univariado como no caso bivariado. A função $K(\cdot)$ é uma função de densidade que considera a variância de todas as distâncias entre todos os eventos (MOEUR, 1993; HAASE, 1995).

Em algumas situações, em vez de se tratar das variações locais da densidade, o enfoque da investigação consiste na estimativa da densidade para o *padrão* como um todo. Tais casos são comuns em florestas onde a estimativa da densidade de uma espécie particular pode ser usada na derivação da produção esperada de madeira.

O formalismo de processos pontuais pode ser estendido para processos não estacionários, isto é, processos que não verificam a hipótese preliminar de homogeneidade. Porém, o fundamento da teoria matemática é mais complicado do que em processos homogêneos e frequentemente torna-se difícil aplicá-la a casos reais para os quais o processo na origem das estruturas observadas é *a priori* desconhecido (DESSART, 1996; BATISTA, 1998).

Escalas estruturais e de processo podem ser consideradas relacionadas ao fenômeno que está sendo investigado. Conceitos de escala necessariamente assumem um segundo

significado quando a comunidade é observada ou amostrada. Observações podem ser feitas como parte de um levantamento ou um experimento.

A realidade ecológica é frequentemente mais complexa (muitos fatores e suas interações não são espontaneamente visíveis) e apresenta várias fontes de heterogeneidade que podem alterar os resultados da análise da estrutura espacial. Com isso, a hipótese de homogeneidade para a qual supõe-se as funções de segunda ordem nem sempre é satisfatória, em particular quando se trata de sistemas biológicos porque eles mostram várias fontes de heterogeneidade.

Ferramentas clássicas para análise da estrutura espacial como a função $K(\cdot)$ são definidas apenas para *padrões* pontuais homogêneos. A estrutura espacial em uma floresta é determinada pelo ambiente local em torno de cada árvore e em particular o número de vizinhos.

Estudos da vegetação e suas correlações com o ambiente têm sido tradicionalmente desenvolvidos em uma determinada escala de observação. Se processos ecologicamente diferentes são dominantes em escalas espaciais diferentes, os resultados obtidos de tais observações podem ser específicos para determinada escala de análise empregada.

Assim como o índice de sítio adota mais regularmente a altura dominante na elaboração das classes de sítio para uma determinada idade índice, de modo análogo, o *padrão* espacial expresso pela função $K(\cdot)$ traduz a "assinatura biológica" das espécies. Do mesmo modo que os fatores de sítio são complexos e de difícil interpretação, também os processos pontuais responsáveis pela geração de *padrões* espaciais são pouco conhecidos, principalmente em florestas tropicais cuja evolução e co-evolução das diferentes espécies deram origem a florestas clímax com processos ecológicos e biológicos difíceis de serem compreendidos. Por essa razão, o *padrão* espacial como o protótipo de causas desconhecidas é de importância pelas relações empíricas que guarda com o fenômeno investigado.

O objetivo deste tópico foi utilizar a função $K(\cdot)$ para detectar o tamanho da janela de análise indicada para descrever a estrutura de *padrões* pontuais de três espécies florestais da Amazônia.

4.2 REVISÃO DA LITERATURA

Escala é um termo que ocorreu com grande frequência em ecologia durante a década passada (WIENS, 1989; LEVIN, 1992; EHLERINGER; FIELD, 1993; PETERSON; PARKER, 1998; GARDNER et al. 2001). Este termo tem múltiplos significados, algumas vezes díspares e contraditórios. Um conceito de escala com longa tradição em geografia é a escala de um mapa, uma razão cartográfica referindo-se à relação entre a distância ou área representada sobre um mapa com a correspondente distância ou área do mundo real.

SCHNEIDER (1994) dedicou um texto inteiro para conceituar escala espacial em ecologia. De fato, a palavra escala tem vasta e variada lista de sinônimos, incluindo os mais diversos significados em matemática e estatística.

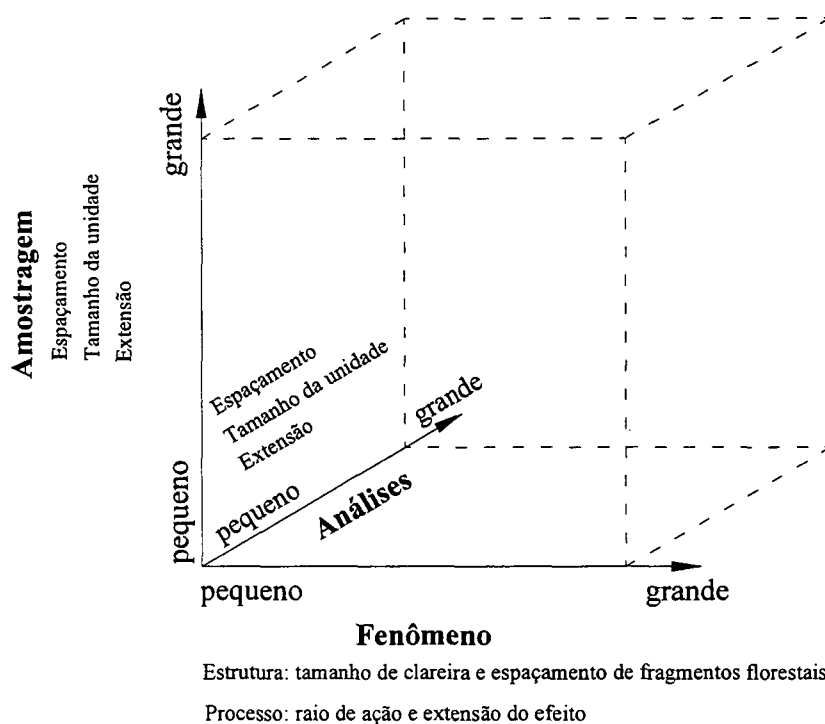
Por causa da confusão potencial entre as definições de escala, DUNGAN et al. (2002) sugeriram que se evite o termo escala, devendo-se explicitar o seu sentido de modo específico para ser entendido. Nesse aspecto, teve-se a preocupação e o cuidado de discriminar o termo escala preferindo referir-se à escala da janela de observação, escala do fenômeno ecológico e escala usada em análise de estatística espacial.

Para fornecer um meio de reduzir a confusão potencial sobre grande quantidade de definições, procurou-se distinguir três diferentes categorias para as quais o termo escala espacial pode ser aplicado: 1) o fenômeno que está sendo estudado, por exemplo, a estrutura espacial da vegetação e os processos que a afetam, 2) as unidades espaciais ou parcelas amostrais usadas para obter informação sobre o fenômeno, por exemplo, parcelas sobre o terreno e, 3) a análise de dados, usada para sumariá-los ou fazer inferências. O fenômeno, a amostragem e as categorias de análises podem ser considerados através de três dimensões para, as quais, os conceitos de escala pertencem, conforme ilustra-se através dos eixos da figura 18.

Para DUNGAN et al. (2002), através da estrutura física de um sistema, os processos que atuam têm sua própria característica espacial. E de acordo com a figura 18 existem pelo menos duas para cada processo. A primeira é distância em que pode atuar seu raio de ação, a segunda é sua extensão atual ou potencial da área que poderá afetar. Competição por espaço, se de origem física, pode ocorrer somente em distâncias muito curtas e pode afetar apenas pequenas áreas. Se a competição é controlada pela liberação de quantidades de agentes químicos alelopáticos, tanto o raio de ação quanto a extensão espacial podem ser fortemente

afetados.

FIGURA 18 – DIMENSÕES DOS CONCEITOS DE ESCALA



FONTE: DUNGAN et al. A balanced view of scale in spatial statistical analysis. *Ecography*, n. 25, p. 627, 2002.

As escalas dos fenômenos somente podem ser estudadas usando uma escolha de escalas de observação e análises. Em ecologia é bem conhecido que escalas de observação podem influenciar inferências ecológicas (MERCER; HALL, 1911; HOME; SCHNEIDER, 1995). As características das variáveis dependem da distribuição sobre a área em que é medida ou calculada. Quando escalas de observação ou análise de mudanças envolvendo tamanho, forma, espaçamento ou comprimento são alterados, espera-se que os resultados estatísticos mudem. Especificamente, inferência sobre média e variância da população, intensidade e natureza da autocorrelação espacial, anisotropia espacial, tamanhos de clareiras e fragmentos de florestas, bem como relações multivariadas são todas dependentes do tamanho e forma das unidades amostrais e intervalo e extensão das amostras.

A teoria estatística clássica fornece as bases para predição da mudança em termos de variância para unidades amostrais independentes com o aumento do tamanho das unidades amostrais. Dado que a maioria da variação ecológica é espacialmente dependente, a teoria

estatística de variável regionalizada poderá ser mais acurada na predição da variância do que a teoria baseada em unidades amostrais independentes.

Considere dois tamanhos de unidades amostrais, $s_1 < s_2$. Se o processo principal afeta regiões maiores do que s_2 , então o uso de s_2 pode prejudicar a detecção do *padrão* comparado ao uso de s_1 . Entretanto, se o processo afeta ecounidades (amostras ou regiões, s_1 e s_2) de diferentes tamanhos e formas, o *padrão* encontrado poderá ser qualitativamente diferente.

Para muitos atributos ecológicos pode-se calcular linearmente a média tal que a estimativa da média da população não mudará se o tamanho das unidades amostrais for alterado. Por exemplo, a abundância média por espécie por unidade de área pode ser medida usando-se blocos de 1m^2 ou 1 hectare.

Dependendo do tipo de atributo a variância da média a qual é usada para fazer uma afirmação sobre a precisão da estimativa média é esperado mudar com o tamanho da unidade amostral (HOME; SCHNEIDER, 1995). Isto conduz ao mecanismo para escolher tamanhos de parcelas praticáveis em delineamentos amostrais (KENKEL; PODANI, 1991), uma vez que a variância tende a decrescer e a precisão a aumentar com o aumento do tamanho da parcela. Com dados espacialmente autocorrelacionados este decréscimo não é tão rápido quanto seria com dados independentes. Este dispositivo conduz à prática de amostrar a área mínima por unidade (GREIG-SMITH, 1983), porque esta prática é requerida para objetivos de medidas de *padrão* espacial antes de estimar a média da população.

Quando a extensão de uma amostra é alterada, tanto estimativas dos valores médios da população quanto a precisão podem mudar. A variância poderá em geral aumentar, embora isto não seja um meio garantido.

Através das figuras 19 e 20, procura-se ilustrar com exemplo, a importância da escala na análise espacial pontual. Observe que alterando as dimensões da figura 19, aumenta-se o nível de detalhes da nuvem de pontos e pode-se descobrir relações e tendências ocultas em razão da escala da janela de análise utilizada.

Hipóteses sobre os efeitos da variação na escala de observação:

- i) O *padrão* espacial de árvores com bom equilíbrio de escala amostral são regulares;

- ii) Os *padrões* não diferem significativamente de uma distribuição aleatória e,
- iii) *Padrões* espaciais em grandes extensões de áreas são agregados por causa da heterogeneidade de sítio.

FIGURA 19 – CONJUNTO DE OBSERVAÇÕES COM LOCAÇÕES (s_{xi}, s_{yi})

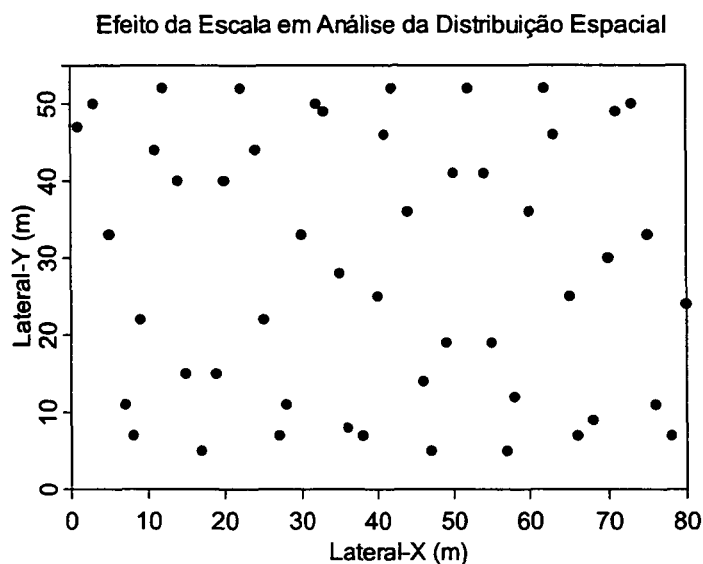
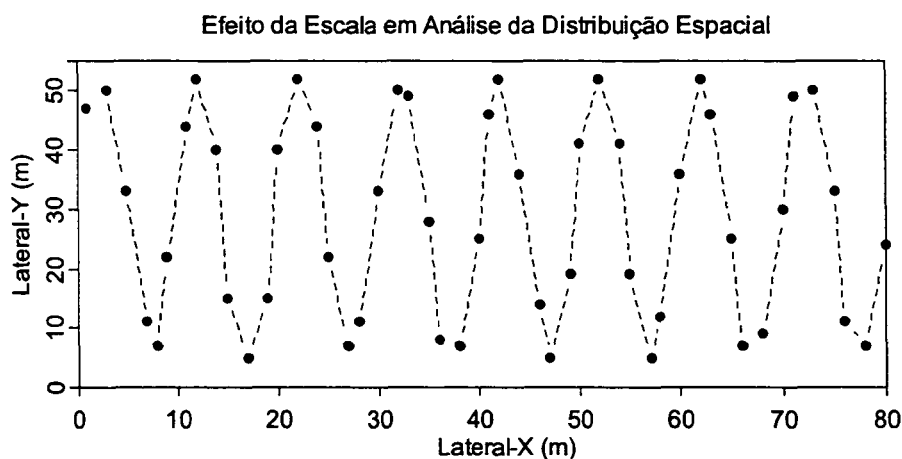


FIGURA 20 – CONJUNTO DE OBSERVAÇÕES COM AS MESMAS LOCAÇÕES (s_{xi}, s_{yi}) DA FIGURA 19, PORÉM COM UMA PEQUENA ALTERAÇÃO NA ESCALA GRÁFICA



RIPLEY (1981, p. 3) define processos espaciais heterogêneos como "... *um padrão espacial pontual que varia em um modo sistemático de um lugar para outro*". Para testar rigorosamente esta hipótese é necessário dispor de várias realizações do processo sob investigação. Na prática, quando somente uma realização do processo investigado está

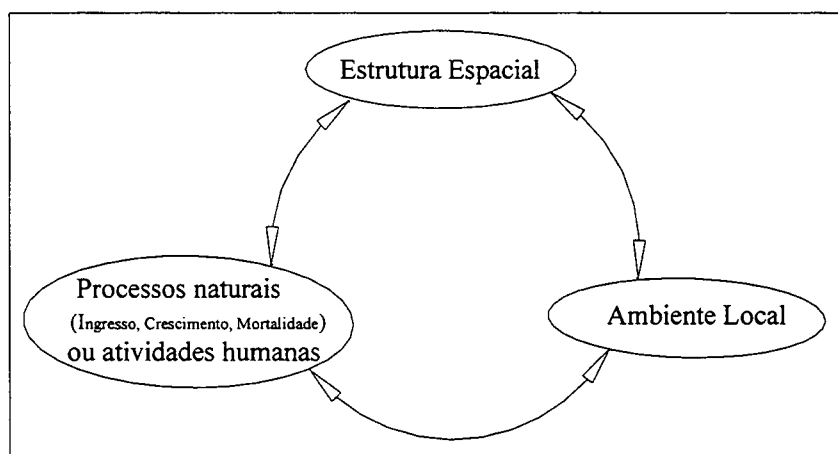
disponível, esta definição passa a depender fortemente da escolha da escala de observação (GOREAUD, 2000). Assim, o conceito de heterogeneidade depende da escala de observação.

O conceito de estrutura espacial é complexo, por referir-se a ambos os espaços horizontais e verticais usados pelos elementos de um ecossistema (BEGON et al., 1996). O interesse pode estar voltado para locações individuais no plano horizontal, as quais podem ser representadas por um ponto t no tempo ou um *padrão* pontual (CRESSIE, 1993).

ADLER et al. (2001, p. 466), afirmaram que quando a heterogeneidade espacial é medida usando-se estatística não espacial corresponde à variabilidade espacial e quando é medida usando-se métricas espacialmente explícitas, corresponde ao *padrão* espacial.

A estrutura espacial pode também ser influenciada pelo desenvolvimento de sementes e sua regeneração. Por sua vez, processos naturais e atividades humanas também podem modificar a estrutura espacial, resultando num ciclo retroativo (fig. 21).

FIGURA 21 – ESTRUTURA ESPACIAL NA DINÂMICA DE FLORESTAS



FONTE: GOREAUD, F.; PÉLISSIER, R. **Spatial structure analysis of heterogeneous point patterns: examples of application to forest stands**. Disponível em: <<http://pbil.univ-lyon1.fr/ade-4/thema81.pdf>>. Acesso em: 30/mar/2001, p. 2.

Os processos naturais como crescimento e mortalidade mediante tratamentos silviculturais que são ações ambientais aplicadas em uma floresta, visando a melhoria da sua qualidade e produtividade, podem ser alterados a ponto de influenciarem as práticas de manejo (DELVAUX, 1981; BAROT et al., 1999).

A estrutura espacial de um *padrão* pontual pode parecer heterogênea dependendo da

escolha da escala de observação e é sempre possível encontrar variações locais em arranjos relativos de pontos. GETIS e FRANKLIN (1987) propuseram o uso de um mapa de valores individuais da função $L_i(r)$ em um dado r para exibir tais variações.

A figura 22 destaca a importância da escala das janelas de observação e análise no reconhecimento do *padrão* pontual. Em algum modo as sub-áreas (fig. 22) apresentam características comuns, todas mostram heterogeneidade na estrutura espacial. Cada sub-área S_i é uma realização do processo pontual observado em S .

Para MUEHRCKE (1992, p. 90) quanto menor for a escala de um mapa, até certos limites (fig. 22), pois, pode-se perder a noção de espaço, menos detalhes podem ser mostrados e mais agregação do que é semelhante poderá ocorrer. Inversamente, mapas com grandes escalas facilitam maiores detalhes característicos e desagregação e tendem a fornecer uma ênfase locacional acima da estrutural.

Parece existir uma ambivalência entre estrutura e heterogeneidade ligada à escala de observação. Por exemplo, a zona de alta densidade na área de interesse figura 22- S_1 cria heterogeneidade nesta escala. Porém, poderia ser considerado como um elemento da estrutura na escala de observação figura 22- S da área total de interesse. Segundo PÉLISSIER e GOREAUD (2001), estas considerações permitem em alguns casos, explicar o comportamento da função $L(r)$ computada sobre *padrões* heterogêneos.

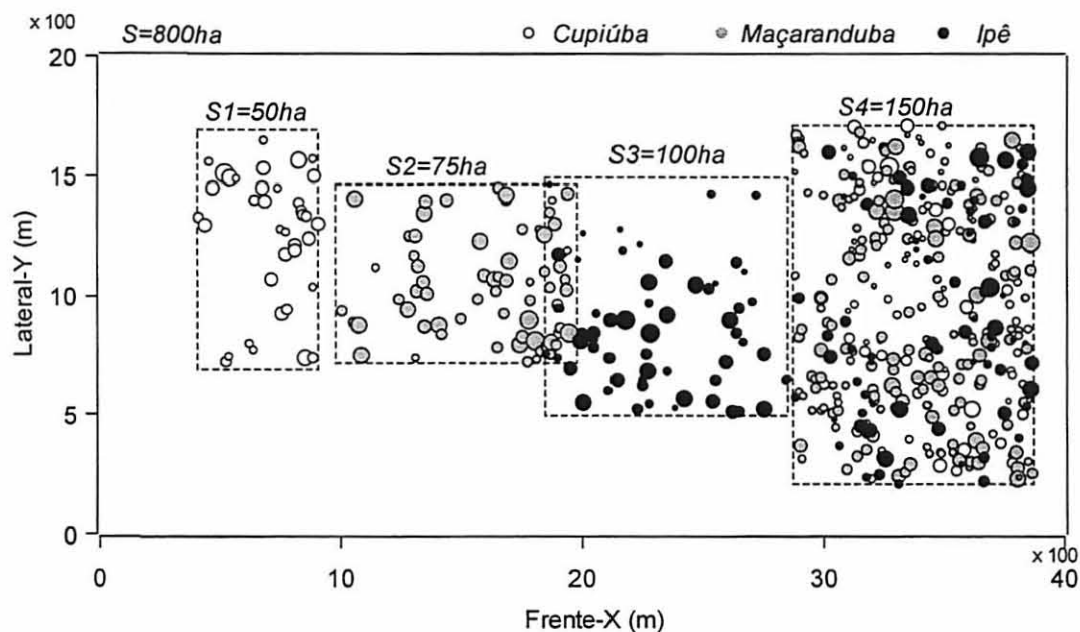
Para um único *padrão* pontual se a escolha de escalas é especificada a densidade local pode quase sempre permitir caracterizar a heterogeneidade. O primeiro passo consiste em especificar uma sub-área mínima S_1 cuja escala reflita a estrutura de interesse. Por definição, as variações nas locações dos pontos observados em uma escala menor do que S_1 serão consideradas como elementos da estrutura (tamanho de grupo, distância mínima inter-árvore para uma regularidade) e variações em uma escala maior do que S_1 como componentes de heterogeneidade.

Normalmente, o tamanho da área de interesse determina a escolha do tamanho de S_1 , sendo que S limita o tamanho máximo em que a estrutura pode ser analisada e os resultados serão melhores quando S_1 for múltiplo de S , de modo que as mudanças na estrutura possam ser refletidas diretamente em S .

A escala S_3 intermediária entre S_1 e S , determina a escala amostral dos valores de densidade local. Assim, S_3 deve ser suficientemente maior do que S_1 para computar os valores de densidade local relativamente independente da estrutura sob investigação.

A escolha de S_3 deve ser feita por contraste com a escala de observação de S , porque será necessário obter bastante parcelas para captar as variações de densidade local e pode-se desejar que estas parcelas permaneçam relativamente independente uma da outra, isto é, que não se cruzem e nem se interceptem. Na prática, o delineamento amostral mais eficiente consiste em organizar parcelas sobre um *gride* sistemático que idealmente respeita a relação $S_1 < S_2 \cdots S_n < S$, o que nem sempre é possível.

FIGURA 22 — INFLUÊNCIA DA ESCALA EM PADRÕES PONTUAIS HETEROGÊNEOS



4.3 MATERIAL E MÉTODOS

Duas áreas foram envolvidas neste tópico, a primeira com 800 hectares, serviu de base para a análise exploratória dos dados espaciais e a segunda com 576 hectares foi usada na análise confirmatória (fig. 4, p. 9). Apenas três espécies (quadro 2, p. 18), constantes no tópico 1, foram utilizadas. Optou-se por um número reduzido de espécies visando facilitar as análises.

Cada uma das três espécies escolhidas pertence a um grupo distinto. A Cupiúba

(*Goupia glabra* Aubl.), grupo G-①, é uma espécie pioneira, a Maçaranduba (*Manilkara huberi* Ducke A. Chev.), grupo G-②, é uma espécie clímax de crescimento lento (tolerante à sombra) e o Ipê (*Tabebuia serratifolia* Vahl Nichols), grupo G-③, é uma espécie clímax de crescimento rápido (demandante de luz). O principal critério de escolha foi a participação de pelo menos uma espécie dos grupos recomendados por EMBRAPA (2000), cujos detalhes estão disponíveis no tópico 1.

Numerosos métodos para analisar a estrutura espacial de *padrões* pontuais podem ser encontrados na literatura (RIPLEY, 1981; DIGGLE, 1983; CRESSIE, 1993). Os métodos são classificados geralmente de acordo com os dados requeridos para sua computação. Existe o método baseado em parcelas, no qual os dados exigidos são o número de indivíduos em parcelas de várias locações e tamanhos e o método baseado em distâncias, para o qual os dados exigidos são as distâncias interpontos ou locações de pontos.

Alguns métodos exigem somente o conhecimento de vizinhos mais próximos de cada ponto como o método de CLARK e EVANS (1954). Outros métodos exigem um mapa exaustivo da área de interesse. Nesta categoria está a análise de 2ª ordem do vizinho mais próximo de Ripley – que introduz a função $K(\cdot)$, a qual tem a vantagem de descrever a estrutura espacial em diferentes intervalos simultaneamente.

A função $K(\cdot)$ não depende do tamanho nem da forma da área de interesse, mas apenas da distância $r(m)$. Mas, a acuracidade de $K(\cdot)$ depende do vetor de distância $r(m)$, cujos valores dependem das dimensões e tamanho das janelas usadas na avaliação do *padrão* pontual. Assim, se por um lado $K(\cdot)$ permite estimativas em todas as distâncias $r(m)$, assumindo cada evento como centro de observação, existe uma interdependência entre $K(\cdot)$, $r(m)$ e o menor lado da área de interesse. Por essa razão é importante conhecer os efeitos da variação do tamanho das janelas quando se está interessado na tipificação do *padrão* pontual, cuja estrutura varia de acordo com a heterogeneidade.

O processamento dos dados para processos não homogêneos de Poisson foi realizado através da função *Kinhom* do Spatstat-R, enquanto os envelopes de confiança com 3000 simulações foram gerados pela função *Kenv.csr* do Splancs-R. Para os cálculos envolvidos nas estimativas da densidade espacial, foi utilizada a função *Applnbd*, recentemente incorporada à versão 1.2.-1 do Spatstat-R.

O processamento das funções *Kinhom* (Spatstat-R) e *Kenv.csr* (Splancs-R) exigiu a

elaboração de rotinas de programas na linguagem-S. Essas rotinas são facilmente construídas e necessitam apenas de conhecimento sobre os fundamentos da sintaxe da linguagem-S, por essa razão decidiu-se omiti-las do presente contexto. A função *Kinhom* depende de 3 parâmetros: definição da janela de análise, vetor de variação da densidade espacial e vetor de distâncias. Após o processamento dos dados, *Kinhom* retorna os seguintes valores de $r, K, theo$.

A função *Kenv.csr* computa os limites inferior e superior dos envelopes de confiança utilizando-se das técnicas de simulação de Monte carlo. A função *Kenv.csr* necessita de 4 parâmetros que são: i) número de pontos a simular, ii) definição do polígono ou janela de análise, iii) número de simulações via estimador de Monte carlo e, iv) vetor de distância $r(m)$. Assim, *Kenv.csr* retorna os valores dos limites do envelope de confiança que são exibidos nas figuras contendo a caracterização do "padrão" pontual das espécies.

A função *applynbd* (Spatstat- \mathbb{R}) permitiu computar o vetor de densidade espacial que é necessário em *Kinhom*. Além disso, *applynbd* foi utilizada em três abordagens: i) cálculo da distância entre 3, 4 ou mais eventos vizinhos mais próximos, usando cada evento como centro de referência, ii) cálculo do número de eventos na janela de análise para cada distância radial do limite dos *torus* envolvido na avaliação de *Kinhom*, iii) recuperação das coordenadas da janela de análise, com posição centrada na estrutura *toroidal* de correção do efeito de borda.

4.3.1 Análise Exploratória de Padrões Pontuais

O nível de organização do *padrão* pontual empírico pode ser refletido pela variação na frequência com a qual os pontos ocorrem em sub-áreas de S .

Para OKABE et al. (2000, p. 521) não existe uma definição simples e precisa do termo forma. Os significados são dependentes do contexto. Assim, a forma de um *padrão* pontual é o arranjo geométrico dos pontos em termos de estruturas lineares ou poligonais.

Todos os métodos para a hipótese de completa aleatoriedade espacial (H_{CAE}) assumem que o processo é estacionário, uma situação raramente encontrada na prática. Entretanto, um processo pontual de Poisson não estacionário cuja densidade não é considerada pode parecer como agregado ou regular quando o fenômeno observado é uma

consequência direta da própria densidade. Como consequência, regiões com altas densidades tendem a conter grande número de eventos enquanto regiões com baixas densidades tendem a conter poucos eventos. Em uma situação pior, teste de completa aleatoriedade espacial de um processo pontual com densidade não constante e mostrando um *padrão* regular condicionalmente sobre a densidade pode não revelar esta regularidade, a qual pode ser mascarada pelas variações de densidade.

A maneira óbvia de obter uma estimativa $\hat{\lambda}$ de λ , a densidade espacial de um processo pontual é

$$\hat{\lambda} = n / |S| \quad \text{ou} \quad \hat{\lambda} = n_{s_1} / |S_1| \quad (27)$$

em que

n = número de eventos, $|S|$ =área de S e $|S_1|$ =sub-área de S

Entretanto, λ pode ser estimada usando técnicas como parcelas, vizinhos mais próximos e métodos de 2ª ordem. Se λ é a densidade ou número de pontos por unidade de área, então a área por pontos é λ^{-1} . Reconhecer isto fornece um meio alternativo de estimar λ .

Quando as densidades são estimadas no campo, como frequentemente ocorre em inventários florestais, é mais prático usar as áreas de triângulos de Delaunay definidas por árvores próximas a sítios amostrais (WARD, 1991). Estudos de simulações propostos por WARD (1991) sugerem que através de áreas triangulares produz-se estimativas mais acuradas da densidade do que o método de parcelas ou vizinhos mais próximos, independente se a distribuição das árvores é aleatório, regular ou agregado.

De acordo com PÉLISSIER e GOREAUD (2001, p. 1), heterogeneidade espacial é uma característica da maioria dos ecossistemas naturais que é difícil de ser tratada analiticamente, particularmente na ausência de conhecimento sobre os fatores exógenos responsáveis pela heterogeneidade. Porquanto métodos clássicos para análise de *padrões* espaciais pontuais usualmente assumem a hipótese de homogeneidade, na presente pesquisa foi utilizada uma abordagem prática reamostrando-se a área de interesse de 800 hectares em parcelas menores de 50, 75, 100, 150, 200 e 240 hectares.

Como um guia rígido, para um retângulo S , normalmente não é válido tentar estimar $K(r)$ para valores de r maior do que a metade do comprimento do menor lado de S , sendo

mais recomendado usar valores de r equivalentes a no máximo $1/4$ do menor lado. Nesta pesquisa foram usados valores de r até o limite (Lr) equivalente a $1/5$ do menor lado, distribuídos em sequências de 2,5m (0, Lr , 2,5).

A abordagem não paramétrica foi orientada pela reamostragem da região de interesse em 42 sub-áreas de mesmo tamanho e forma. Postula-se que cada sub-área será identificada pelo seu *padrão* descrito por $K(r)$.

Para a análise exploratória do reconhecimento dos *padrões* pontuais, a área de interesse da pesquisa (fig. 4, p. 9) foi intensivamente reamostrada. Considerou-se parcelas de diferentes tamanhos: 50 hectares (0,5 x 1 km), 75 hectares (0,75 x 1 km), 100 hectares (1 x 1 km), 150 hectares (1 x 1,5 km), 200 hectares (1 x 2 km) e 240 hectares (1,5 x 1,6 km). A variação do tamanho das janelas de análise objetivou investigar em que sub-área mínima a análise do *padrão* pontual mostrava-se estatisticamente equivalente à análise da área total de 800 hectares considerada como portadora do *padrão* da espécie.

Inicialmente foram realizados testes para quantificar o número de parcelas ideal para as análises. Na 1ª fase foram testadas 20 e na 2ª fase 42 parcelas. Embora 20 parcelas tenha sido considerado suficiente, optou-se por 42 parcelas por permitir eliminar eventuais parcelas com baixo número de eventos ($n < 30$), parcelas com extensos espaços vazios contínuos sem eventos formando áreas acima de 6,25; 7 ou até 12 hectares ou parcelas com linhas de $K(\cdot)$ excessivamente fora dos limites de $\hat{L}(r) - r$, configurando a presença de pontos com possível arranjo geométrico apresentando estrutura deficiente e discrepante, o que permitiu assegurar melhor representatividade da distribuição teórica da área de interesse.

Na fase de aleatorização, 21 parcelas foram sorteadas ao longo do eixo x , variando-se aleatoriamente a posição no eixo y e 21 parcelas foram sorteadas e alocadas ao longo do eixo y tomado como referência, aleatorizando-se as posições relativas ao eixo x , totalizando 42 parcelas.

Assim, em cada $1/3$ (fig. 23) foram aleatorizadas 7 parcelas com o menor lado relativo a x e outras 7 com o menor lado referente a y , com a finalidade de tornar a distribuição espacial das parcelas o mais homogênea possível. Somente parcelas com 30 ou mais observações foram sensoreadas pela função $K(\cdot)$.

Para proceder a amostragem espacial, parcelas de 0,5 x 1 km (fig. 24), $x_1 = 0,5$ km e

$y_1=1$ km, foram sorteadas ao acaso, sendo 21 unidades com 500 m no sentido do eixo x e outras 21 unidades com 500 m no sentido do eixo y , alternando-se as dimensões em duas direções.

FIGURA 23 – ESQUEMA GEOMÉTRICO DE DISTRIBUIÇÃO ALEATÓRIA DE 42 PARCELAS UTILIZADAS NA JANELA DE ANÁLISE

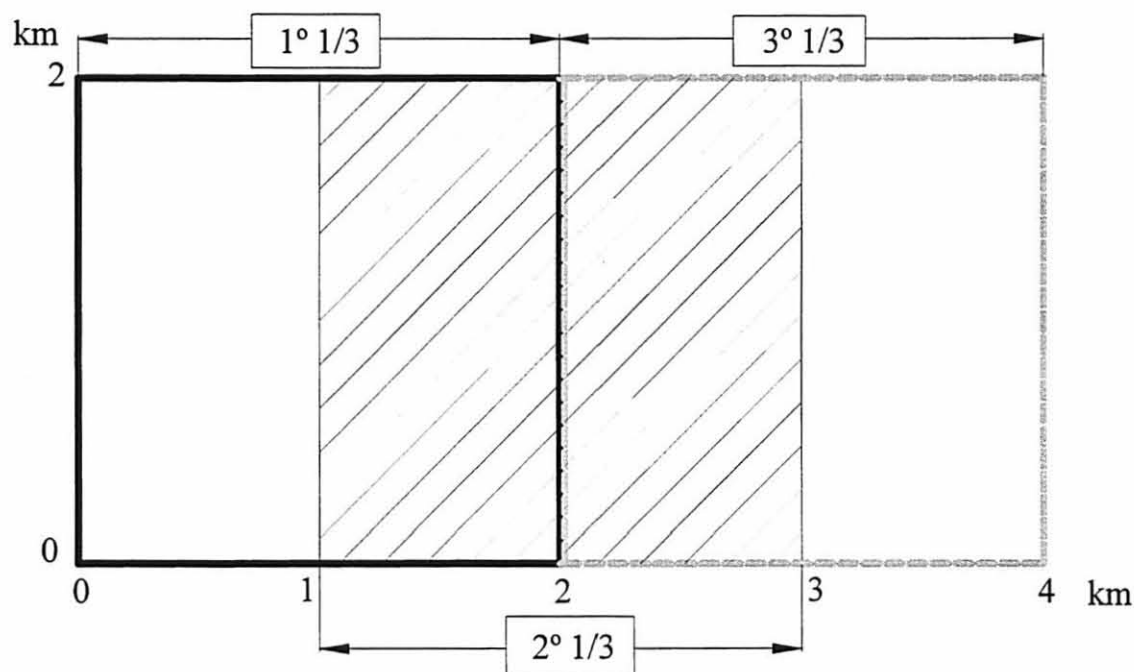
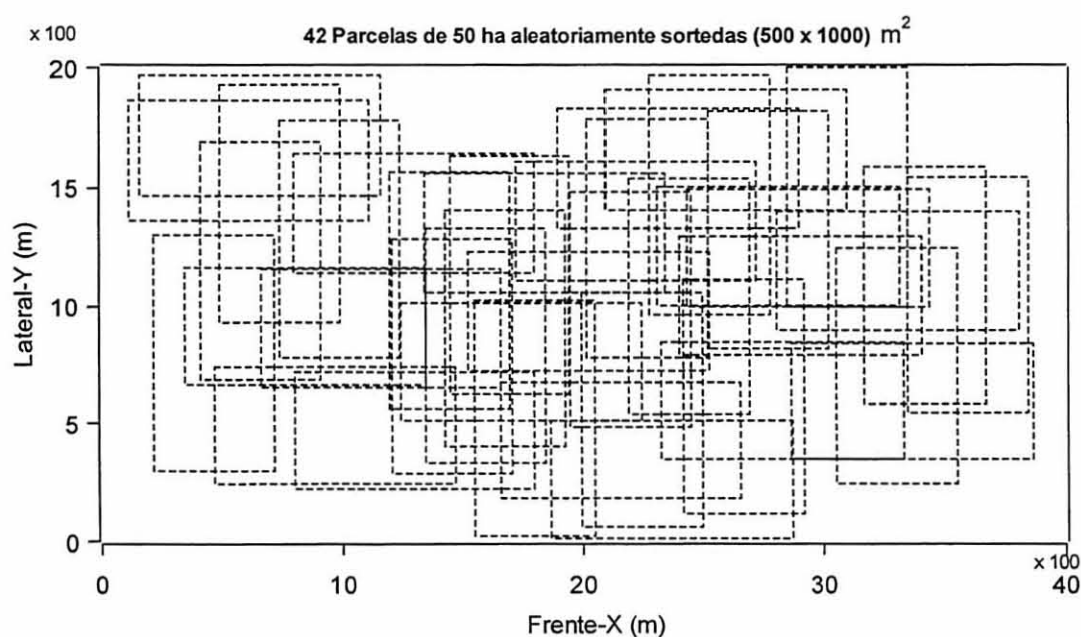
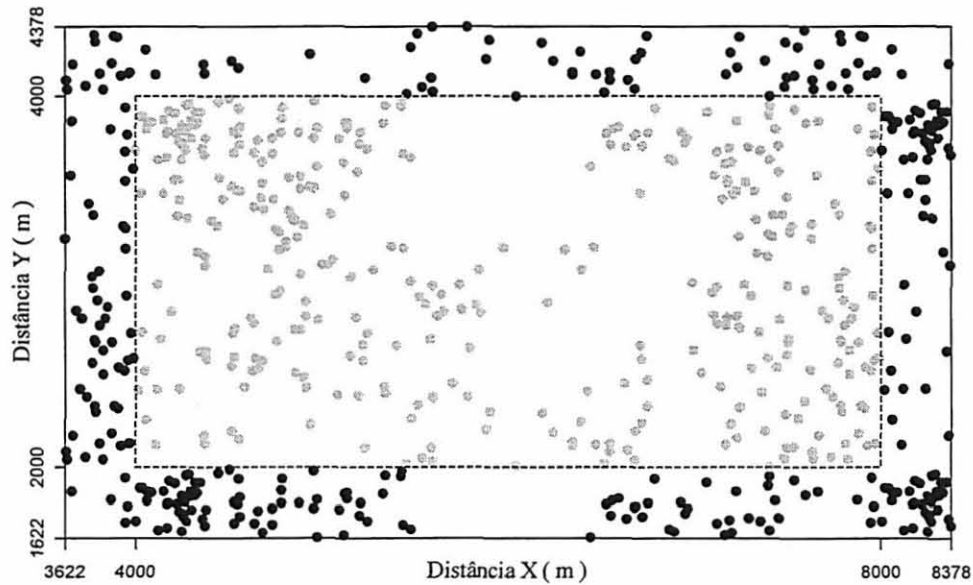


FIGURA 24 – EXEMPLO DE ARRANJO ESPACIAL COM JANELAS DE ANÁLISE DE 50 HECTARES (0,5 x 1 km)



Na figura 25 é apresentado um dispositivo com formato de *torus* em que a área central em destaque de 800 hectares é replicada nove vezes. Observa-se que o nível de recobrimento lateral em todas as direções é parcial e sua extensão é determinada pelo raio da distância usada na estimativa da densidade espacial, avaliado pela equação (28).

FIGURA 25 – MODELO DE *TORUS* USADO NA COMPUTAÇÃO DA DENSIDADE ESPACIAL



A determinação da variação da densidade espacial foi avaliada por uma abordagem semi-paramétrica envolvendo janela móvel de área fixa e formato circular, sendo a distância estimada através da combinação da amplitude mediana das 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 e 10 árvores vizinhas mais próximas, obedecendo a seguinte sequência: 34, 35, 36,..., 310; 45, 46,..., 410;..., 89, 810 e 910. Em um modo mais explícito tem-se:

$$d_{34} = \max(3,4) - \min(3,4)$$

$$\vdots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \vdots$$

$$d_{310} = \max(3,10) - \min(3,10)$$

$$d_{910} = \max(9,10) - \min(9,10)$$

Esse procedimento resultou na estimativa de um índice da densidade espacial local (*idel*).

$$idel = \text{mediana}(d_{34}, d_{35}, \dots, d_{910}) \quad (28)$$

em que

$$d_{ij} = \text{amplitude da distância entre } \begin{cases} i = 3, 4, \dots, 10 \\ j = 4, 5, \dots, 10 \end{cases} \quad i \neq j$$

idel = equivale ao raio do círculo da janela móvel, em metros

4.3.2 Análise Confirmatória da Escala de Análise

Após a investigação preliminar visando a detecção da escala de análise do *padrão* pontual, procedeu-se à análise confirmatória que consistiu em testar os resultados para as mesmas espécies, em uma área quadrada de 576 hectares (2,4 km x 2,4 km), próxima à área testemunha de 800 hectares (fig. 4, p. 9).

Adotou-se esse procedimento visando verificar possíveis mudanças no comportamento do *padrão* observado em área com características similares. Além disso, sempre que houver disponibilidade de dados é recomendado avaliar o resultado do emprego de certas metodologias, especialmente em se tratando de florestas heterogêneas, cujas condições ambientais variam em diferentes locais, podendo produzir resultados específicos.

Através da análise confirmatória também se pretendeu ratificar os resultados revelados na análise exploratória da área de interesse de 800 hectares, uma vez que o tamanho da janela de observação foi o principal fator envolvido na condução da pesquisa.

Todos os procedimentos e cuidados adotados na área de 800 hectares foram repetidos para as mesmas espécies na área de 576ha, à exceção do número e tamanho das parcelas. Apoiando-se nos resultados da fase exploratória decidiu-se adotar apenas 14 parcelas para as janelas de análise de 150 e 200 hectares, por ter sido observado que nessas escalas as linhas de distribuição empírica dos *padrões* tendem a fornecer estimativas mais acuradas do *padrão* da população.

Para analisar a provável estrutura dos grupos formados por tipo de *padrão* espacial por espécie, foi elaborada a figura 26 (p. 90), conforme sugerido por CRESSIE (1991, p. 641), relacionando a distância $r(m)$ com $\{K(r)/\pi\}^{1/2}$, cuja transformação da raiz quadra estabiliza a variância sob CAE. Entretanto, sob CAE, $K(r) = \pi r^2$, o que implica que $\{K(r)/\pi\}^{1/2}$ é a estimativa de $r(m)$ sob CAE. Por definição, $\lambda K(r)$ pode ser interpretado

como uma medida do nível de agrupamento, no sentido preconizado por LLOYD (1967), de modo que, $\hat{\lambda}K(r)$ pode ser interpretado como o número esperado de eventos extras em cada distância $r(m)$.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

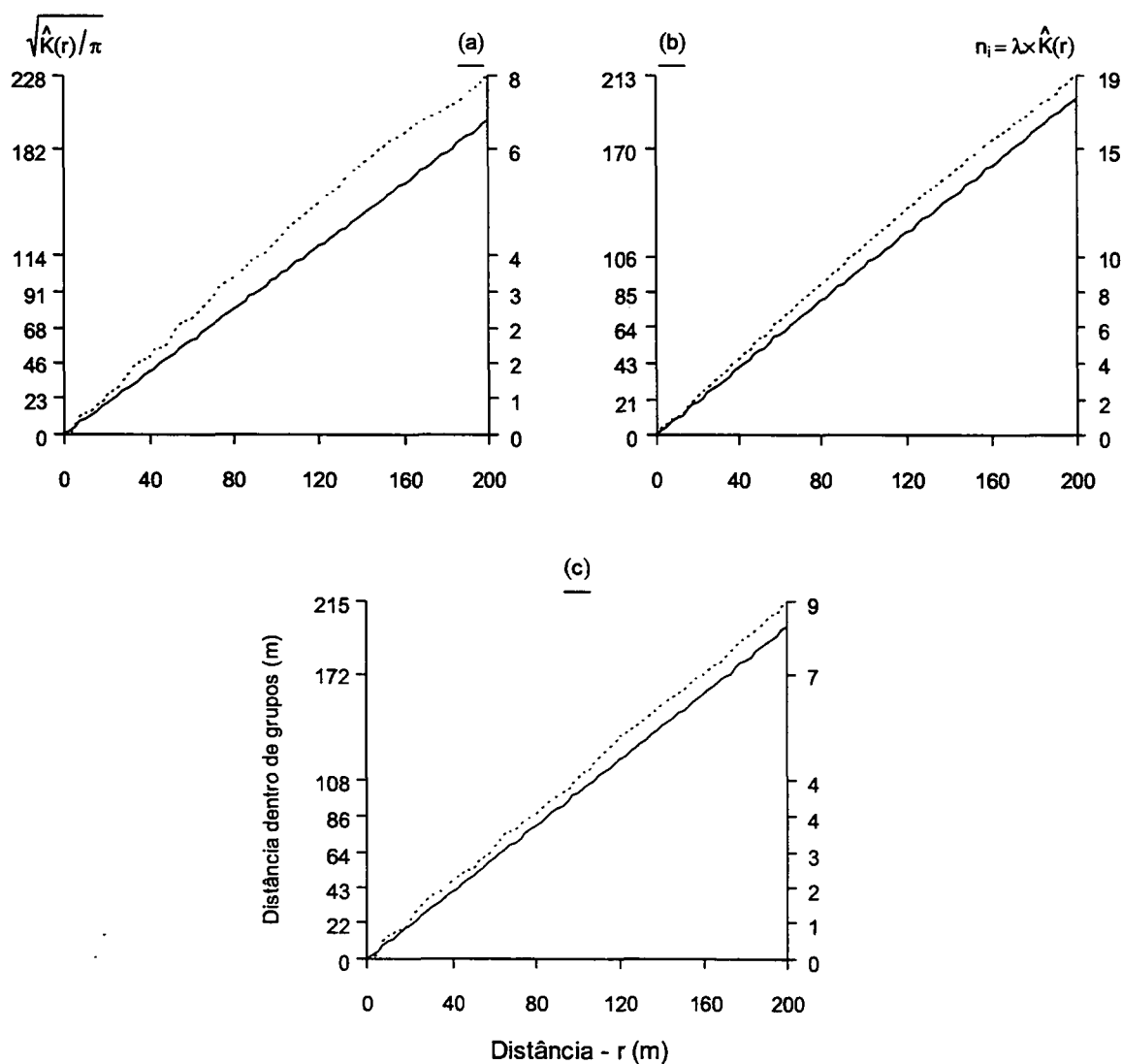
Analisando-se a forma do *padrão* pontual da Cupiúba, observa-se (fig. 26a) que, em média, para $r = 200m$ ($\pm 16ha$) uma árvore tem apenas uma árvore próxima na distância de 23m e 4 árvores vizinhas na distância de 114m, evidenciando que a estrutura dos grupos presentes é compacta.

A figura 26b mostra que, em média, para uma árvore de Maçaranduba são esperadas quatro vizinhas na distância de 43m e dez na distância de 106m para $r = 200m$, refletindo alta densidade local e indicando a presença de grupos de baixa, média e alta densidade. Por outro lado, em média, uma árvore de Ipê (fig. 26c), pode apresentar até duas árvores na distância de 43m ou quatro árvores nas distâncias de 86 a 108m, o que caracteriza essa espécie com a predominância de grupos de tamanhos médios e de baixa densidade.

A figura 27a,b,c (pág. 91) foi elaborada com a finalidade de oferecer uma visão geral do *padrão* de distribuição intrapopulacional, em que visualmente os tamanhos dos círculos diferenciam as árvores de maior das de menor diâmetro. Ela mostra a distribuição espacial das três espécies na área de interesse da pesquisa, destacando no conjunto as árvores de maiores diâmetros. O arranjo espacial da Cupiúba (fig. 27a), embora menos denso e irregularmente espaçado, mostra características aparentes de agregação.

A Maçaranduba (fig. 27b), apresenta maior uniformidade em termos de grau de ocupação, embora seja nítido o seu hábito agregado fortemente adensado. O Ipê (fig. 27c), mostra evidências moderadas mais sutis indicando um perfil agregado da população, o que pode ser confirmado observando-se que em função da heterogeneidade espacial, alguns sub-conjuntos de pontos mostram indícios de estarem regularmente espaçados.

FIGURA 26 – NÚMERO MÉDIO DE ÁRVORES EXTRAS (EIXO DIREITO DA ORDENADA) NA DISTÂNCIA INTRAGRUPO (EIXO ESQUERDO DA ORDENADA) POR ESPÉCIE: CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b) E IPÊ (c)



LEGENDA (fig. 26):

..... essa linha pontilhada indica a função $K(\cdot)$ estimada

— essa linha sólida de 45°, indica a função $K(\cdot)$ esperada sob completa aleatoriedade espacial

FIGURA 27 – DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ÁRVORES DE CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b) E IPÊ (c) COM $DAP \geq 35\text{cm}$ EM 800 HECTARES

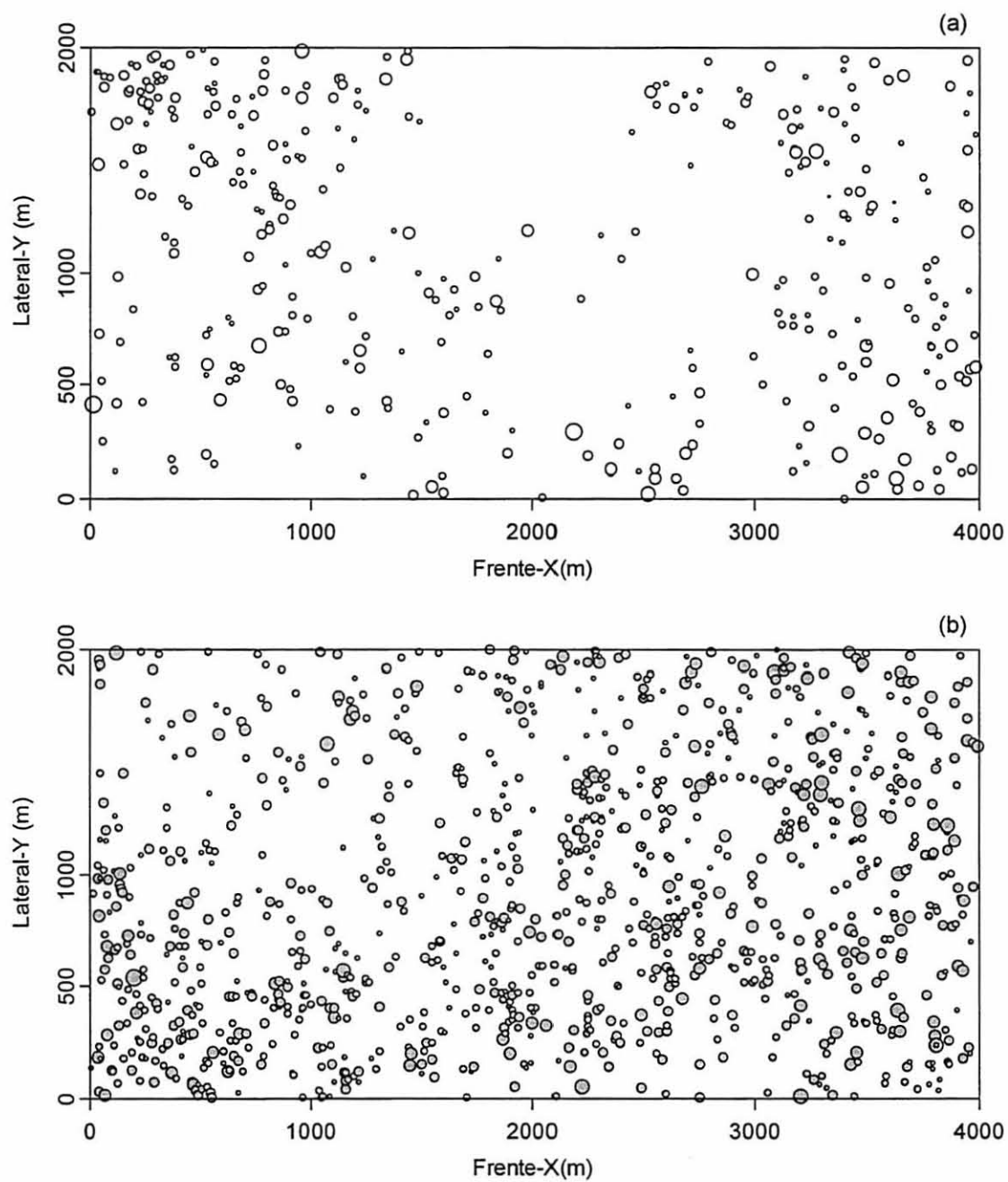
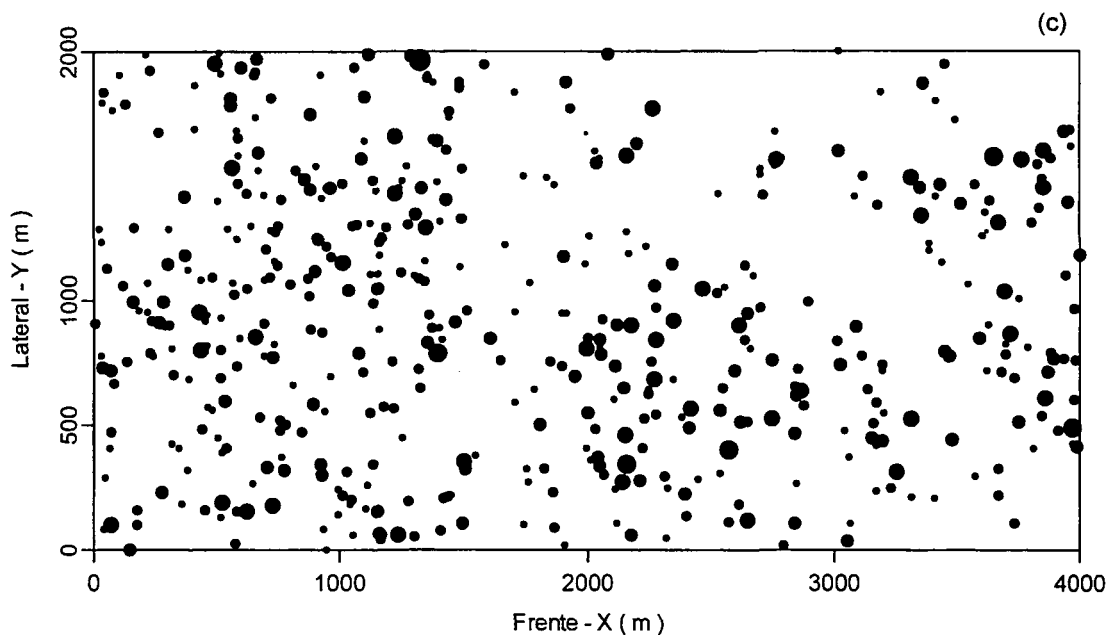


FIGURA 27 – DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE ÁRVORES DE CUPÍÚBA (a), MAÇARANDUBA (b) E IPÊ (c) COM $DAP \geq 35$ cm EM 800 HECTARES (CONTINUAÇÃO...)



LEGENDA (figs. 28, 29, 30 e 31):

- limites dos envelopes de confiança do *padrão* principal
- *padrão* da janela de observação
- *padrão* de cada janela de análise

Os elementos gráficos das figuras 28, 29, 30 e 31 (a,b,c,d,e,f) mostram que, no eixo- x , está a distância $r(m)$ em metros, que corresponde ao raio do círculo usado pelo estimador da função K_{inhom} , no eixo- y , os valores de $\hat{L}(r) - r$ em metros, correspondem às estimativas de \hat{K}_{inhom} sob o efeito da transformação da raiz quadrada mostrada pela equação (22) do tópico 2, as barras verticais tracejadas na distância- $r(m)$ de 100 e 150 metros são específicas para as parcelas de 50 e 75 hectares e correspondem na prática a 1/5 do menor lado dessas parcelas, independente da orientação dos lados.

Para as parcelas de 100, 150 e 200 hectares, a distância limite para $r(m)$ foi fixada em 200 metros, o que equivale a 1/5 do menor lado, com a única exceção para parcelas de 240 hectares cujo 1/5 do menor lado seria de 300 metros, mas para efeito de comparação com as de 100, 150 e 200, $r(m)$ foi fixado em 200 metros.

Outros elementos comuns a esses gráficos são as linhas horizontais paralelas ao eixo-

x , que passam pela posição 0 do eixo- y , e que correspondem à hipótese de completa aleatoriedade espacial ou ao *padrão* aleatório, de modo que as linhas acima dessa posição de referência indicam tendências para *padrões* agregados e as linhas abaixo indicam tendências para *padrões* regulares. Pode ser observado também que para algumas espécies, as linhas dos *padrões* mudaram de direção e sentido ao longo da distância- $r(m)$, indicando não haver um *padrão* bem definido.

Também destacam-se como elementos comuns as linhas grossas cheias em cor preta (—) do *padrão* principal, as linhas finas cheias em cor cinza (—), típicas das versões empíricas dos *padrões* das janelas de análise e as linhas pontilhadas (.....) mostram os limites inferior e superior dos envelopes de confiança gerados com 3000 simulações por intermédio da função *Kenv.csr* do Splancs- \mathbb{R} , para limites de r (Lr) de 100, 150 e 200m, com os termos vetoriais adicionados sistematicamente em 2,5m (0, Lr , 2,5).

As figuras 28, 29 e 30 mostram a relação do *padrão* das janelas de análise (—) com o *padrão* da janela de observação (—) em 800 hectares por espécie, em que ambas foram estimadas pela função *Kinhom* de Spatstat- \mathbb{R} , com correção de borda *toroidal*.

Quando as linhas dos *padrões* interceptam ao menos em um ponto, as linhas pontilhadas dos envelopes de confiança, significa que a H_{CAE} não pode ser mantida, ao contrário, se todo o conteúdo das linhas dos *padrões* se comportarem entre os limites internos dos envelopes de confiança, a hipótese de CAE deve então ser aceita.

Os limites de $\hat{L}(r) - r$ por espécie variaram de acordo com o tamanho da janela de análise. Como regra, quanto menor a janela de análise maior a variabilidade em virtude da maior probabilidade de ocorrerem baixas densidades de eventos ou até mesmo sub-áreas sem eventos em escalas menores. Como consequência, a tentativa de caracterização do *padrão* pontual em áreas pequenas pode não fazer qualquer sentido. Na medida em que ocorreu o aumento da janela de análise, a variabilidade de $\hat{L}(r) - r$ tornou-se menor com tendência à estabilização em escalas acima de 100ha, conforme pode ser observado no conjunto de linhas (figs. 28, 29 e 30).

A presença de linhas quebradas ou em formato de escada, formando ângulos agudos, está geralmente associada a dois significados: i) deficiência na organização geométrica dos eventos, ii) mesmo para $n > 30$, pode acontecer que o número de eventos seja incompatível com o arranjo espacial da parcela sensoreada.

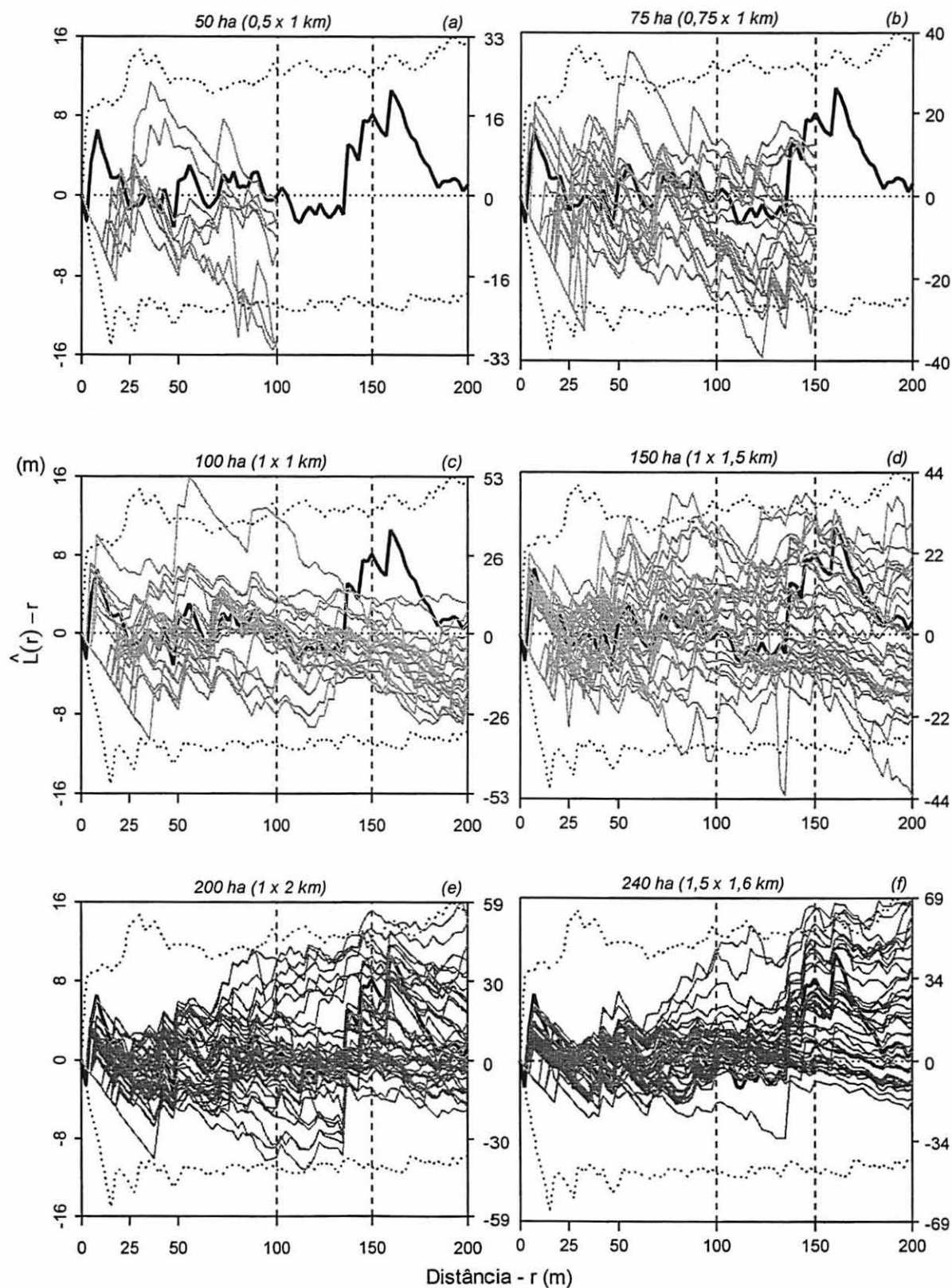
Espaços vazios formando regiões de tamanho variado, irregularmente distribuídos ou não, contribui para revelar linhas discrepantes. Linhas que se projetam em sentido descendente indicam baixas densidades na distância $r(m)$ de referência.

O comportamento das linhas características do *padrão* em 800 hectares, em relação aos limites dos envelopes de confiança, indicam que a completa aleatoriedade espacial não pôde ser rejeitada totalmente em todas as escalas de r testadas. Além disso, os casos de aparente estabilidade dos envelopes de confiança, deve-se a uma relação equilibrada entre o número de simulações e de pontos analisados.

O *padrão* de distribuição espacial da Cupiúba (fig. 28), representado pela linha —, mostra comportamento polimórfico triplamente segmentado, com tendência inicial de gregarismo para distâncias de até 25m, mantém-se aleatório entre 25 e 135m, identifica-se como agregado entre 153 e 180m, com grupos esparsamente distribuídos e, a partir daí, volta a ser aleatório, o que não deixa dúvida quanto a complexidade estrutural dessa espécie.

Para parcelas de 50ha e escala de $r=100m$ (fig. 28a), observa-se que poucas parcelas foram sensoreadas pela função $K(\cdot)$, cujos fatores limitantes destacam-se pela ordem: i) número de eventos típicos da espécie, resultando em poucas parcelas de 50ha com mais de trinta indivíduos, ii) estrutura espacial complexa e, iii) tamanho da parcela.

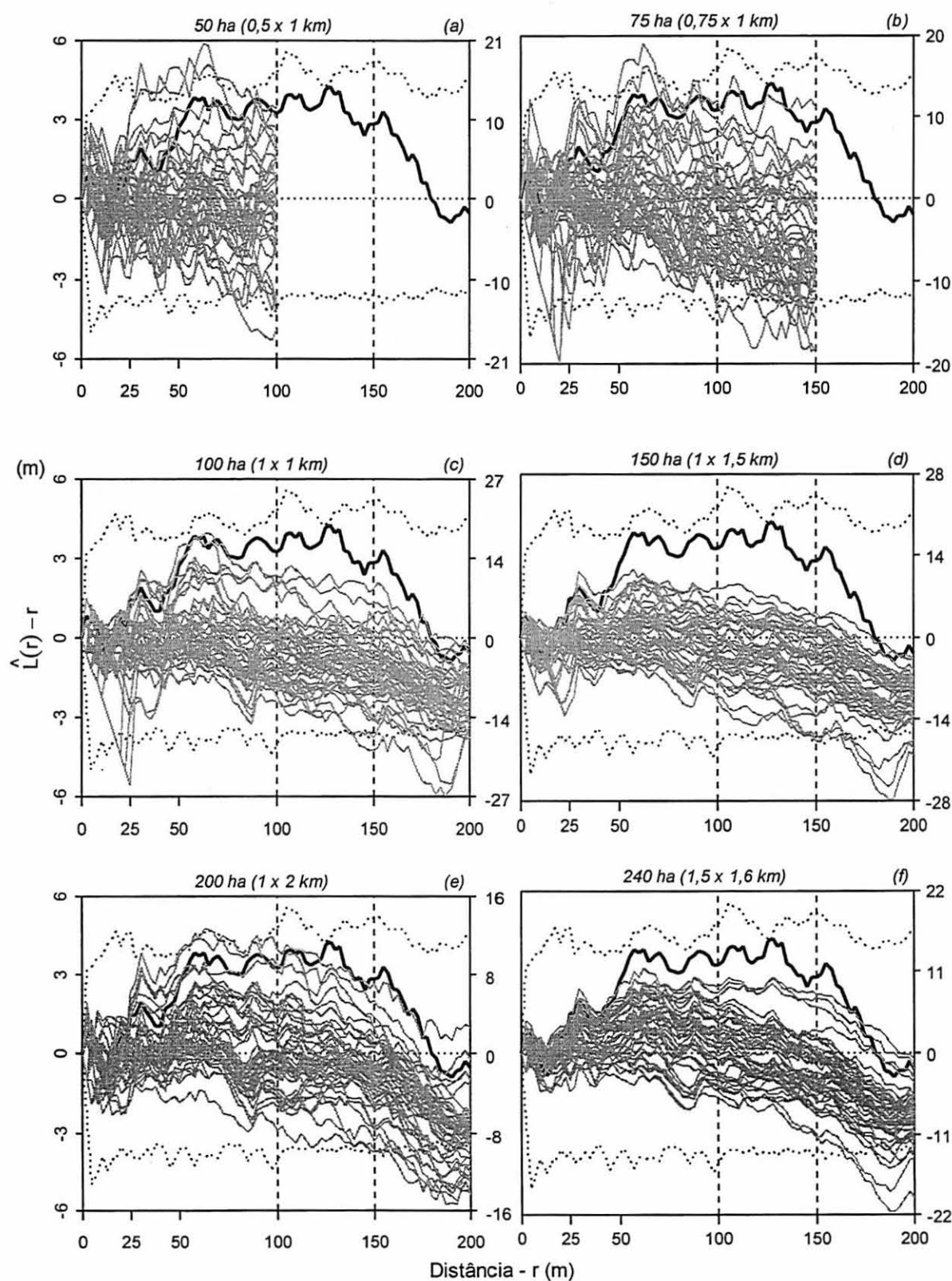
FIGURA 28 – CARACTERIZAÇÃO DO *PADRÃO* ESPACIAL DA CUPÍUBA ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEGUINTE ESCALAS DE *r* E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) E 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE



O reconhecimento do *padrão* de distribuição espacial da Maçaranduba, linha — da figura 29, mostra um perfil tipicamente agregado entre 25 e 180m, com tendência à regularidade fora desses limites e r máximo de 200m. Também é possível observar uma estrutura de grupos de várias formas e tamanhos com predominância de grupos mais esparsamente distribuídos sobre grupos compactos.

De acordo com a figura 29, observa-se que mesmo para parcelas de 50ha, o número de linhas — é bem representativo, o que se deve à maior ocorrência de eventos para essa espécie. Em relação à escala de estabilização do *padrão*, observa-se a ocorrência de poucos eventos para parcelas de área mínima de 100ha, com melhora progressiva dos resultados com o aumento das parcelas, mas que atingiu um ponto de equilíbrio médio em áreas de 200 hectares.

FIGURA 29 – CARACTERIZAÇÃO DO *PADRÃO* ESPACIAL DA MAÇARANDUBA ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEGUINTE ESCALAS DE r E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) E 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE



A linha — da figura 30, representativa do *padrão* espacial pontual do Ipê, mostra que invariavelmente predomina o perfil agregado mesmo acima de distâncias de r de 100 e 150m, até o limite de 200m. Todavia, a estrutura dos grupos existentes apresenta múltipla conformação, segmentando o conjunto dos grupos em pelo menos 4 tipos.

As linhas — das parcelas de 50ha do Ipê (fig. 30a), mantiveram-se predominantemente dentro dos envelopes de confiança, embora descrevendo comportamento distinto da linha — do *padrão* principal. Esse resultado é idêntico aos *padrões* observados nas escalas de $r=150m$ para parcelas de 75ha.

É importante observar que como nos casos anteriores, para o Ipê, em parcelas acima de 100ha, as linhas — confirmam uma tendência à estabilização em torno da linha — do *padrão* principal, embora em termos médio quase a metade das linhas —, nos exemplos observados, sejam típicas de *padrão* aleatório.

Nas figuras 28, 29 e 30, as linhas — que aproximam o *padrão* das parcelas do *padrão* da área de interesse por espécie, linha —, mostram um desvio absoluto $\hat{L}(r) - r$ de mais de 100% nas parcelas de 50ha. Em teoria é esperado que o aumento do tamanho da parcela seja acompanhado da redução da variabilidade do desvio $\hat{L}(r) - r$. Na prática, esse comportamento é altamente dependente da estrutura espacial, ou seja, em sistemas complexos como as florestas tropicais com alto nível de biodiversidade, a apropriação de resultados deve ser feita com bom senso e moderação.

Nas parcelas de 75ha com escalas de $r=150m$, as linhas — dos *padrões* não mostram uma tendência claramente definida, o que significa que nessa escala avaliações sobre *padrões* pontuais são menos seguras e consistentes.

Examinando-se as linhas — das figuras em parcelas de 100, 150, 200 e 240 hectares, itens c,d,e,f das figuras 28, 29 e 30, pode-se admitir que em parcelas de 100ha já é possível notar uma tendência inicial de estabilização da linha de distribuição empírica do *padrão*, resultado esse que é melhor confirmado nas parcelas de 150, 200 e 240 hectares.

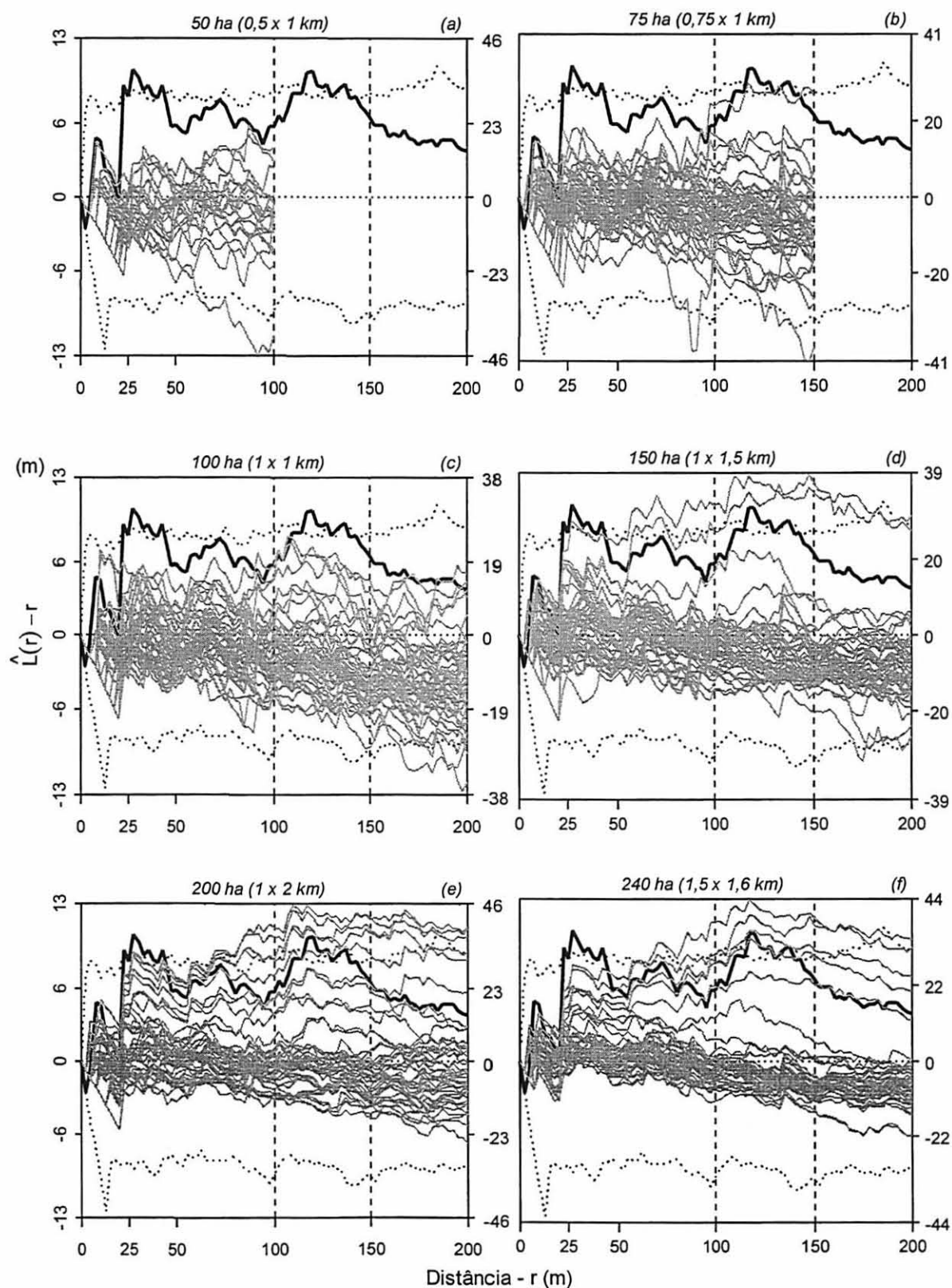
Os resultados indicam que a versão empírica do *padrão* pontual da área de interesse, em média, é melhor representada em áreas acima de 100 hectares e com r em escalas cerca de 1/5 do menor lado da janela de análise.

Na medida em que se aumenta o tamanho da janela de análise, aproxima-se a

estimativa da linha representativa do *padrão* da janela de observação, tendendo a um limite que coincide com o tamanho apropriado de blocos para planejar as atividades do manejo florestal.

Em princípio esses resultados deixam claro que áreas de manejo florestal (AMF) abaixo de 100 hectares não são indicadas para práticas adequadas de manejo em florestas tropicais. As evidências sobre escalas das áreas de interesse são de que adotando-se áreas mínimas de 100ha para as unidades de trabalhos (UT's), é possível obter resultados mais consistentes com as práticas de manejo florestal.

FIGURA 30 – CARACTERIZAÇÃO DO *PADRÃO* ESPACIAL DO IPÊ ANTES DO CORTE SELETIVO, NAS SEQUENTES ESCALAS DE *r* E JANELAS DE ANÁLISE: 100m/50ha (a), 150m/75ha (b) E 200m (c, d, e, f)/100, 150, 200 E 240ha, RESPECTIVAMENTE



O perfil da distribuição espacial da Cupiúba (fig. 31a,b), mostra um perfil regular. Para a Maçaranduba (fig. 31c,d), confirma-se o tipo de *padrão* agregado, porém, a variante aqui observada é de um *padrão* duplamente agregado. Acredita-se que a variação da densidade espacial foi o principal fator responsável pela mudança em parte da estrutura do *padrão* espacial do Ipê (fig. 31e,f). Influência de fatores de sítios podem ser as causas mais prováveis das variações observadas. Esse resultado é importante por conter elementos que ajudam a compreender a formação de *padrões* em sistemas biológicos. Também contribui para mostrar que *padrões* como o resultado de processos desconhecidos são válidos para espécies e condições locais específicas.

As linhas — , nas parcelas de 150 e 200ha na área confirmatória de 576 hectares, mostram-se compatíveis com os *padrões* observados para as 3 espécies. No entanto, maiores níveis de estabilidade das linhas — , ocorreram em janelas de análise de 200 hectares.

Em relação à análise confirmatória, os resultados exibidos na figura 31 mostram que sempre é possível esperar variações no comportamento da linha representativa do *padrão* espacial da espécie, o que pode ser explicado recorrendo-se à influência de fatores endógenos e exógenos do ecossistema como tipo de solo, mecanismo de dispersão de sementes, dentre outros.

Os ensaios com janelas de análise de vários tamanhos permitiram identificar a provável escala de ocorrência natural de estabilização do *padrão* pontual das espécies. Os resultados também mostram que é difícil conseguir uma versão estável do *padrão* pontual em áreas consideradas pequenas para estudos semelhantes, ou seja, abaixo de 100 hectares.

Existe um tamanho natural da janela de análise em extensas áreas de florestas tropicais contínuas que permite descrever parte do processo pontual responsável pela formação do *padrão* espacial das espécies. Se o tamanho dessa janela for ignorado, optando-se pela escolha frequentemente arbitrária de tamanhos de áreas para análise de *padrões* pontuais, com base em critérios puramente subjetivos, pode-se alcançar conclusões equivocadas e até sem sentido.

A constatação da existência de uma escala natural de análise do *padrão* pontual, típica para cada espécie, abre espaço para questões relevantes do manejo florestal, como o tamanho da área adequada para planejar as unidades de produção anual (UPA) e, como consequência, pressupõe o estabelecimento de valor de área mínima para o manejo, independentemente da

sua modalidade. Neste caso se situam os projetos de manejo florestal comunitário com áreas abaixo de 100 hectares, cuja justificativa adotada como critério para a escolha do tamanho de área a ser manejada em sucessivos ciclos de corte, baseia-se principalmente no baixo volume anual de madeira a ser extraída por hectare, desconsiderando fatores relacionados com a estrutura espacial que podem contribuir para o equilíbrio do manejo florestal.

Análise exploratória com a função $K(\cdot)$, permite detectar e estabelecer a janela de análise adequada ao reconhecimento do tipo e propriedades do *padrão* pontual mais provável para uma espécie particular.

As análises mostraram claramente dois pontos distintos em termos de escala que podem influenciar na análise dos *padrões* da população de interesse, ou seja, a existência de uma escala com taxa de variação desequilibrada em janelas de análise abaixo de 100ha e outra escala cuja variância tende à estabilidade ou a uma proporção constante em janelas de análise a partir de 100 hectares.

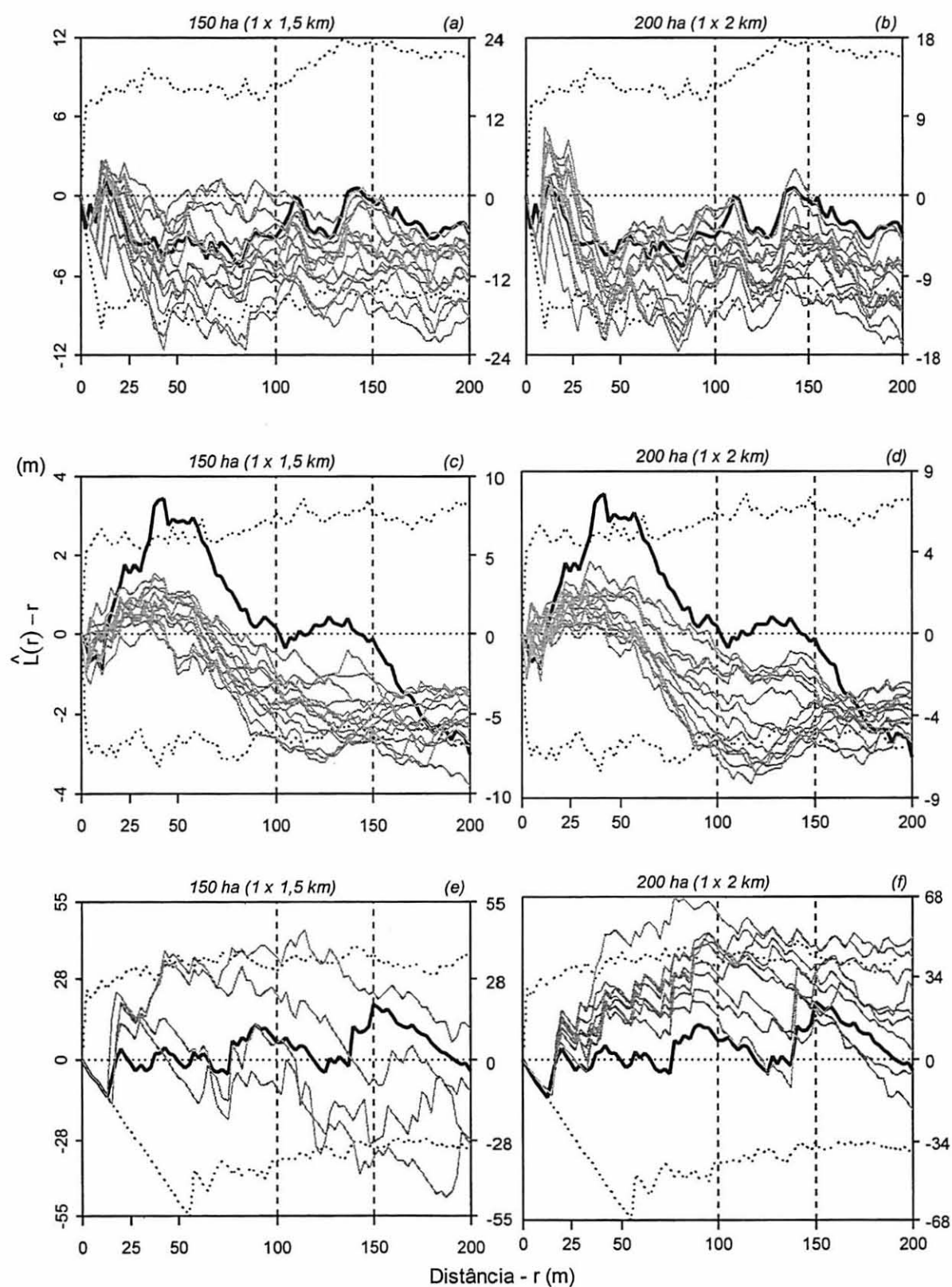
Os resultados também mostram que nem sempre é possível identificar com clareza a dependência da escala para os processos pontuais, quando a complexidade da estrutura espacial da espécie impõe restrições aos estimadores estatísticos, fato que pôde ser observado para o caso da Cupiúba.

4.5 CONCLUSÃO

Esta fase da pesquisa permite concluir que:

O uso da amostragem espacial aleatória com parcelas não independentes, produziu resultados consistentes com a função $K(\cdot)$, permitindo estabelecer como parâmetro de referência a utilização de áreas mínimas de 100 hectares em análises de processos pontuais para espécies e condições florestais da Amazônia ou similares.

FIGURA 31 – CARACTERIZAÇÃO DO *PADRÃO* ESPACIAL ANTES DO CORTE SELETIVO, NA ESCALA *r* DE 200m E JANELAS DE ANÁLISE DE 150 E 200ha PARA A CUIÚBA (a,b), MAÇARANDUBA (c,d) E IPÊ (e,f) NA ÁREA CONFIRMATÓRIA DE 576 HECTARES



5 TESTE DE VIABILIDADE COM A FUNÇÃO $K(\cdot)$, DE UM MÉTODO DE CONTROLE DO CORTE DE ÁRVORES COM CRITÉRIO ESPACIAL, EM UMA FLORESTA DE TERRA FIRME DA AMAZÔNIA

5.1 INTRODUÇÃO

Análises exploratórias nem sempre são suficientes para explicar um *padrão* pontual, vários testes de hipóteses ou a construção de modelos específicos podem ser requeridos. Métodos de análises mais formais consistem em comparar estatisticamente várias medidas estimadas a partir de distribuições de eventos observados. Quando se dispõe de conhecimento rudimentar sobre o fenômeno representado pelo *padrão* pontual, a modelagem pode ser menos apropriada. Então através de análises feitas sobre uma forma mais exploratória se procura identificar características fundamentais do *padrão* pontual.

Padrões espaciais são o resultado de processos espaciais. Estes processos podem ser descritos, medidos e avaliados. Atualmente, existe o interesse em efeitos que sejam biologicamente importantes e não apenas estatisticamente significantes. Pequenos efeitos estatísticos podem significar importantes efeitos biológicos.

No status atual do manejo florestal na Amazônia, a seleção de árvores para o corte por métodos tradicionais, baseia-se em critérios não espaciais como espécie, qualidade de fuste, diâmetro mínimo para aproveitamento em serraria ou laminação, abundância, volume estocado (m^3) e posição topográfica da árvore, havendo, no entanto, maior necessidade de ênfase à distribuição espacial, elemento fundamental no planejamento do manejo florestal.

Tem sido observado que a frequência fitossociológica que é a primeira variável espacial, por permitir estimar a distribuição espacial de uma espécie, é um parâmetro pouco utilizado nos critérios de seleção de árvores para o corte. Por outro lado, existem evidências de que, sem o uso de critérios espaciais, deixa-se de ter um melhor controle sobre o tamanho e distribuição das clareiras formadas pelo corte, cujas consequências ainda são pouco conhecidas e documentadas.

A instrução normativa nº 04 de 07/mar/2002 (IBAMA, 2002), alterou o critério do diâmetro mínimo de corte disposto na portaria nº 048 de 17 de julho de 1995 do IBAMA que estabeleceu um $DAP \geq 45cm$, fixando que "Art. 10º – O diâmetro mínimo de exploração das espécies será definido considerando critérios técnicos concebidos em função das suas características ecológicas e do uso a que se destinarem", por outro lado, manteve a exigência

do estoque mínimo de 10% a ser mantido para os indivíduos potencialmente comerciais por espécie.

Apesar disso, normalmente se duas, três ou mais árvores da mesma espécie atenderem aos critérios mínimos de diâmetro e estoque remanescente de 10% a serem observados para as espécies manejadas, não importa se estarão num raio de queda muito próximo, normalmente todas são cortadas, a não ser que alguma árvore apresente-se com nível de oco que impeça o seu aproveitamento e/ou com má formação de fuste.

Um dos resultados dessa ação será a má distribuição dos espaços de crescimento disponíveis para as árvores remanescentes, podendo contribuir com a desaceleração dos processos de crescimento, retardando a recuperação da floresta ou exigindo elevados investimentos em tratamentos silviculturais.

Os impactos do manejo sobre a distribuição espacial remanescente, podem alterar mecanismos de reprodução das espécies. Por serem pouco documentados, há preocupação de que os processos reprodutivos como o fluxo de pólen, sejam prejudicados por alterações significativas na dinâmica de clareiras resultantes da exploração.

Uma das limitações biológicas que dificulta a avaliação de mudanças no *padrão* espacial das espécies em florestas Amazônicas é a presença de espécies raras, as quais, apresentam normalmente um número reduzido de indivíduos. O outro aspecto é de natureza física, ou seja, a colheita é muito seletiva e poderia ser melhorada através de critérios de sortimento que levassem em consideração o aproveitamento do fuste em termos de bitolas comerciais.

Neste tópico 5, o objetivo consistiu em propor um critério espacial de controle da seleção de árvores e compará-lo ao método de seleção tradicional, utilizando a função $K(\cdot)$ como estimador estatístico da distribuição empírica do *padrão* espacial depois do corte seletivo.

5.2 REVISÃO DA LITERATURA

Mesmo quando a densidade local de um *padrão* parece ser homogêneo na escala da área de interesse, a estrutura espacial pode mostrar alguma heterogeneidade. Explorando os valores locais das propriedades de 2ª ordem pode-se algumas vezes exibir tais

heterogeneidades.

Em algumas escalas essas diferenças locais podem gerar diferenças geográficas dentro da área de pesquisa. A presença de um *padrão* heterogêneo das propriedades de 2ª ordem pode conduzir a interpretação equivocada da estrutura média do *padrão* descrito pela função $K(\cdot)$ (PÉLISSIER; GOREAUD, 2001). Esta abordagem pode ser generalizada para todas as funções individuais de análise de 2ª ordem para vizinhos próximos.

Para um processo pontual isotrópico homogêneo de densidade λ , RIPLEY (1976, 1977) mostrou que a propriedade de 2ª ordem pode ser caracterizada por uma função $K(\cdot)$ tal que o número esperado de vizinhos dentro de uma distância r de um ponto arbitrário do *padrão* é:

$$N(r) = \lambda K(r) \quad (29)$$

Pode-se deduzir a partir de (29) uma função densidade de 2ª ordem de vizinhança $n(r)$.

$$n(r) = \frac{N(r)}{\pi r^2} \quad (30)$$

em que πr^2 é a área do disco de raio r

A função $K(\cdot)$ é de fato uma padronização de $N(r)$ que permite comparar *padrões* espaciais de várias densidades.

$$K(r) = \frac{N(r)}{\lambda} \quad (31)$$

A relação entre a densidade de 2ª ordem de um processo isotrópico estacionário e a função $K(\cdot)$ é dada por

$$K(r) = \frac{2\pi}{\lambda^2} \int_0^r \lambda_2(u) u du \quad \lambda_2(r) \equiv \lambda^2 \quad (32)$$

$$\text{em que } \lambda_2(r) = \frac{\lambda^2 K(r)}{2\pi r}$$

Para *padrões* agregados, cada evento estará provavelmente mais próximo do entorno de indivíduos do mesmo grupo e para valores pequenos de r , $K(r)$ será relativamente

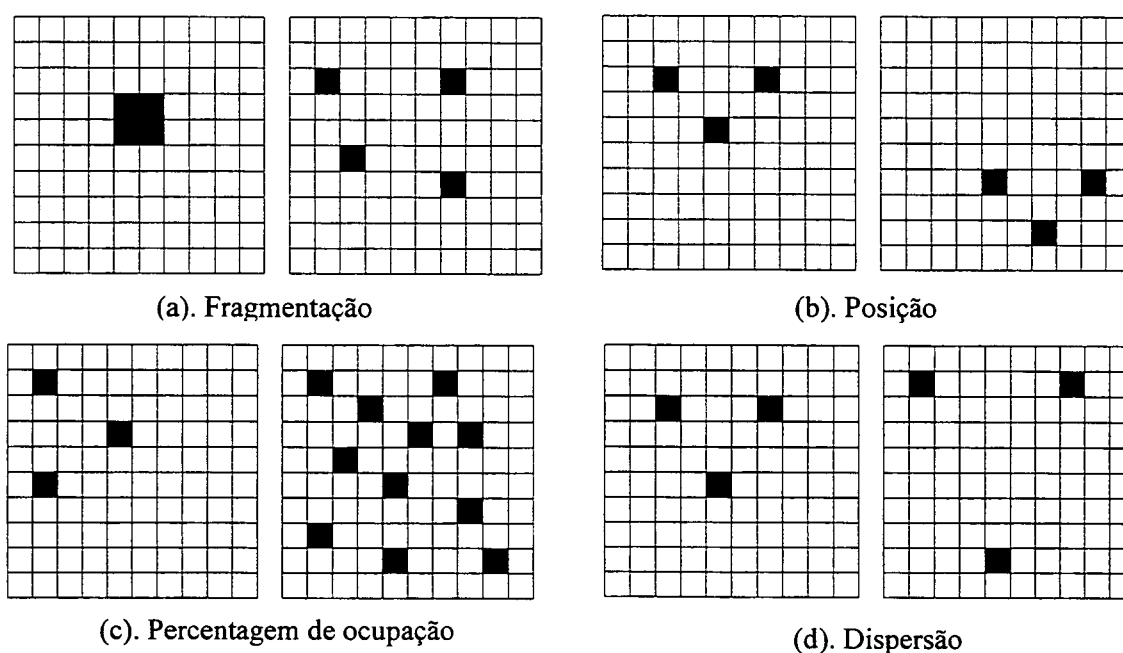
grande. Reciprocamente, se os eventos são regularmente espaçados, cada um estará próximo de espaços vazios e para valores pequenos de r , $K(r)$ será relativamente pequeno.

Para um processo agregado os pontos têm em média mais pares do que o esperado sob a hipótese nula, consequentemente $K(r) > \pi r^2$. Contrariamente, para um processo regular, os pontos têm em média menos pares de pontos do que o esperado sob a hipótese nula, consequentemente $K(r) < \pi r^2$.

O modo como se promove alterações na *floresta primária manejada* pode resultar em vários tipos de efeitos sobre a estrutura espacial das espécies. Através da figura 32 procura-se destacar a importância de se exercer um maior controle sobre o tamanho das clareiras em florestas manejadas e para isso é fundamental utilizar mecanismos que ajudem a compensar os distúrbios causados na estrutura espacial horizontal da floresta.

Observa-se (fig. 32a) que o efeitos da fragmentação podem resultar em maior número de fragmentos intercalados entre as áreas manejadas e que dependendo da posição (fig. 32b) de estruturas de logísticas como pátio de estocagem pode-se ter maior ou menor dificuldade no controle das ações do arraste.

FIGURA 32 – ASPECTOS QUE AFETAM A ESTRUTURA ESPACIAL. a) FRAGMENTAÇÃO. b) POSIÇÃO. c) PERCENTAGEM DE OCUPAÇÃO. d) DISPERSÃO



FONTE: FALERO, E.M.; ALONSO, S.G. **Quantitative techniques in landscape planning**. CRC Press, 1995, p. 55.

A percentagem de ocupação (fig. 32c) é um parâmetro importante por permitir estimar a densidade e tamanho das clareiras que devem ser controladas no manejo florestal, enquanto a dispersão (fig. 32d) é um fator espacialmente importante porque contribui para entender o modo como certos mecanismos de reprodução atuam sobre o ambiente. No conjunto, esses aspectos são de relevância porque auxiliam no planejamento e servem como referencial para se conduzir o manejo florestal em bases sustentáveis.

5.3 MATERIAL E MÉTODOS

Neste tópico foi utilizada somente a área de 800 hectares, figura 4 do tópico 1, o que se constitui na principal diferença da base de dados do tópico 4.

Os estimadores de funções de vizinhanças de 2ª ordem são variáveis aleatórias com uma certa variância tal que para um mesmo *padrão* de Poisson, pode-se observar variações sutis nas estimativas. Para se testar a hipótese nula de um *padrão* de Poisson a partir de dados reais é necessário levar em conta esta incerteza (GOREAUD; PÉLISSIER, 2001, p. 10). Como as distribuições teóricas dos estimadores de funções de vizinhanças de 2ª ordem são funções desconhecidas, usa-se o método de Monte Carlo para estimar essas variações (BESAG; DIGGLE, 1977). O método consiste em simular sob a hipótese nula um grande número de realizações (nsim) de um processo de Poisson com a mesma densidade do *padrão* observado.

O método de seleção tradicional de árvores para o corte baseia-se em procedimento empírico e normalmente adota com mais regularidade critérios não espaciais como DAP mínimo por espécie, qualidade de fuste e valor comercial da espécie. No entanto, o método de seleção tradicional pode apresentar muitas variantes que permitem melhorar a sua eficiência, sendo o modelo adotado nesta área da pesquisa, um caso de aplicação específica.

Embora seja exigência da legislação florestal, a observação da posição da árvore em termos topográficos como distâncias das margens de cursos d' água (igarapé), encostas e fundo de vales é ignorado na maioria dos casos, sendo que a obrigatoriedade de manter no mínimo 10% do número de indivíduos potencialmente comerciais, quando respeitado, se limita às piores classes de fustes e menores diâmetros, por essa razão acredita-se que a introdução de critérios espaciais seja fundamental para evitar distúrbios ambientais fora de controle.

O método de controle da seleção de árvores por filtro de área (MECOFA) pode ser definido como um critério de seleção de árvores que utiliza dispositivos da amostragem espacial aleatória baseados em sub-regiões pertencentes a área de interesse, com forma e tamanhos pré-definidos, como mecanismo de controle da quantidade e distribuição espacial das árvores a serem cortadas no manejo florestal.

Mais precisamente, o método de controle da seleção por filtro de área (MECOFA) é um mecanismo de suporte aos procedimentos de seleção de árvores a serem cortadas em um regime de manejo sob rendimento sustentado, com base em técnica de amostragem espacial computadorizada desenvolvida e adaptada ao "programa computacional - F".

O MECOFA é um complemento de controle à seleção tradicional de árvores para o corte e deve ser utilizado no controle de unidades de áreas a serem mantidas para o próximo ciclo de corte. Ao contrário do Método tradicional, o MECOFA baseia-se na amostragem espacial aleatória, assim sendo, utiliza-se de parcelas de tamanho previamente definido que devem ser sorteadas sem repetição e sem sobreposição na área de interesse, formando um mosaico de sub-áreas independentes e mutuamente exclusivas.

Ao fazer o uso da amostragem espacial aleatória no sorteio das árvores e áreas de efetivo manejo, o MECOFA estabelece condições que garantem um mínimo de alteração no *padrão* de distribuição espacial das espécies. A incorporação do sorteio aleatório pelo Método tradicional reduziria os efeitos sobre as alterações no *padrão* espacial das espécies. Mas, se for adotado o valor mínimo de 10% do estoque do número de indivíduos de porte comercial a ser mantido, torna-se difícil a aplicação eficiente de qualquer alternativa de seleção, mesmo adotando-se regra de sorteio aleatório.

Um dos pressupostos para a utilização do MECOFA é de que a seleção por amostragem espacial aleatória, quando utilizada de maneira extensiva a toda a população, é uma alternativa que permite manter o equilíbrio da estrutura do *padrão* espacial pontual das espécies envolvidas no manejo florestal.

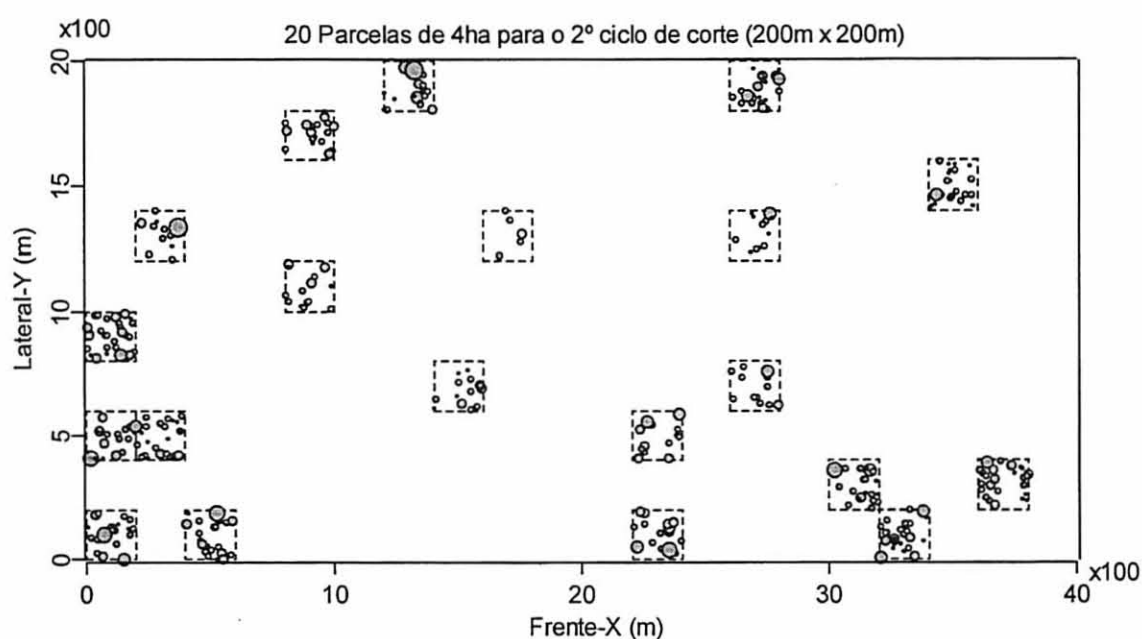
Numa etapa que antecede ao MECOFA, a área deve ser 100% mapeada em *grides* de áreas de tamanho pré-definido, como preparação ao sorteio espacial aleatório das parcelas.

O MECOFA deve ser introduzido e aplicado após a fase de seleção de árvores para o corte. Assim, após completar a listagem dos indivíduos a serem explorados, aplica-se o MECOFA, computando 10% da área de interesse em parcelas preferencialmente quadradas.

A razão para o uso de 10% baseia-se em dispositivo existente na legislação florestal e fundamenta-se na premissa de que critérios técnicos não podem transgredir normas ou inviabilizar aspectos econômicos do manejo florestal sustentado de uso múltiplo em florestas da bacia Amazônica.

Todos os indivíduos selecionados nas fases anteriores que estiverem nessas parcelas deverão ser mantidos para o 2º ou próximo ciclo de corte. Para a presente pesquisa, 20 parcelas de quatro hectares num total de 80ha (10% de 800ha), foram aleatoriamente sorteadas (fig. 33).

FIGURA 33 — ÁREAS SELECIONADAS PELO MÉTODO DE FILTRO DE ÁREA (MECOFA) COM FINS DE CONSERVAÇÃO, RESERVADAS PARA O 2º CICLO DE CORTE



A opção por parcelas quadradas de quatro hectares justifica-se pela necessidade de maior proteção das zonas a serem impactadas pela exploração e por ser uma medida no presente caso, capaz de permitir uma melhor organização espacial das unidades de produção.

5.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As tabelas 5 e 6 foram elaboradas com a finalidade de comparar as diferenças entre o MECOFA e o Método tradicional, em termos de estimativas do número de árvores, volume e frequência fitossociológica absoluta.

A tabela 4 contém o número de árvores cortadas e volume (m^3) explorado pelo método de seleção tradicional e o número de árvores que seriam cortadas e o volume a ser explorado com a introdução do critério espacial adotado pelo MECOFA. Observa-se na coluna da tabela 4 que contém a redução percentual do número de árvores ($\%n$) e volume ($\%V$) que em termos absoluto a redução promovida pelo MECOFA sobre essas variáveis manteve-se em torno de 10%, valor este aceitável considerando-se que aspectos subjetivos presentes no método de seleção tradicional tendem a influenciar de maneira negativa a intensidade de exploração em algumas classes diamétricas.

TABELA 4 – RELAÇÃO DO NÚMERO DE ÁRVORES E VOLUME EXPLORADO (n_{exp} , V_{exp}) DE ALGUMAS ESPÉCIES, DETERMINADOS PELO MECOFA E MÉTODO TRADICIONAL

Espécie	MECOFA		Tradicional		Redução	
	n_{exp}	V_{exp} (m^3)	n_{exp}	V_{exp} (m^3)	$\%n$	$\%V$
Cupiúba	64	388,6	73	427,4	12,3	9,1
Maçaranduba	611	3307,4	687	3717,1	11,1	11,0
Ipê	295	2713,8	322	2938,5	8,4	7,6
Jatobá	61	648,4	66	711,9	7,6	8,9
Cumaru	94	518,8	100	545,9	6,0	5,0
Piquiá	93	880,5	100	947,6	7,0	7,1
Pará pará	46	168,3	49	177,5	6,1	5,2
Louro vermelho	75	515,9	78	549,8	3,8	6,2
				Média	9,2	8,8

A tabela 5 mostra que a diferença da frequência fitossociológica absoluta calculada para os dois métodos, depois e extraída durante o corte seletivo: $FD (\%) = FD_{cortese} (MECOFA) - FD_{cortese} (Tradicional)$ e $FE (\%) = FE_{cortese} (MECOFA) - FE_{cortese} (Tradicional)$, não superou os 5%. Esta tabela mostra que através do MECOFA, para a espécie de maior frequência fitossociológica—Maçaranduba com 68,25%, seria esperado que 3,6% em 800 hectares beneficiaria 28,8 hectares com retenção de árvores depois do corte seletivo e que cerca de 5% em 800 hectares, o equivalente a 40 hectares, deixariam de ser atingidos pela exploração florestal. Para as outras espécies da tabela 5, apesar das diferenças observadas terem sido abaixo de 5%, mostra que o MECOFA atua também controlando parte da distribuição espacial das espécies.

TABELA 5 – DIFERENÇA DA FREQUÊNCIA FITOSSOCIOLÓGICA ABSOLUTA (FFabs) DE ALGUMAS ESPÉCIES COM DAP \geq 35cm, COMPARANDO-SE O MECOFA E MÉTODO TRADICIONAL, ANTES (FACortse), DEPOIS (FDCortse) E EXTRAÍDAS (FECortse) DURANTE O CORTE SELETIVO

Espécie	FACortse	FFabs (%), 800 hectares					
		MECOFA		Tradicional		Diferença (%)	
		FDcortse	FECortse	FDcortse	FECortse	FD	FE
Andiroba	55,75	37,75	34,75	35,88	38,88	1,9	-4,1
Breu sucubá	21,75	17,63	6,13	17,50	6,38	0,1	-0,3
Cumaru	17,88	7,25	10,88	6,63	11,50	0,6	-0,6
Cupiúba	33,50	27,25	7,13	26,38	8,13	0,9	-1,0
Ipê	42,75	20,13	28,75	18,25	31,25	1,9	-2,5
Jatobá	13,00	6,38	7,25	5,75	7,88	0,6	-0,6
Louro vermelho	10,25	3,63	7,50	3,25	7,88	0,4	-0,4
Maçaranduba	68,25	38,75	48,00	35,13	53,00	3,6	-5,0
Pará pará	24,13	21,25	4,63	21,00	5,00	0,3	-0,4
Piquiá	20,75	11,50	10,50	10,75	11,38	0,8	-0,9

LEGENDA (figs. 37 e 38):

- limites dos envelopes de confiança do *padrão* principal
- linha do *padrão* antes do corte seletivo
- limites dos envelopes de confiança (Método tradicional)
- linha do *padrão* depois do corte seletivo (Método tradicional)
- limites dos envelopes de confiança (MECOFA)
- linha do *padrão* depois do corte seletivo (MECOFA)

Nas figuras 34 e 35 são observados essencialmente os mesmos elementos já relatados nos casos anteriores (figs. 28, 29, 30 e 31), tendo como principal diferença, o *padrão* pontual depois do corte seletivo estimados pela função K_{inhom} através do MECOFA (——) e Método tradicional (——). Neste caso, na interpretação gráfica assume-se que quanto menor o desvio da linha de cada método em relação ao *padrão* principal, maior será a estabilidade da estrutura espacial da espécie. Visualmente, quanto mais sobrepostas forem as linhas dos dois métodos testados, menor diferença será atribuída, podendo em alguns casos, ser admitida a equivalência estatística.

A linha do método que apresentar menor desvio em relação à linha do *padrão*

principal indica maior eficiência no controle do equilíbrio do *padrão* remanescente. Quanto mais afastadas entre si forem as linhas dos *padrões* resultantes dos métodos testados, maiores discrepâncias são reveladas. Por outro lado, a linha do método que oscilar em torno do *padrão* principal com menores desvios será considerada como o melhor nível de resposta esperado.

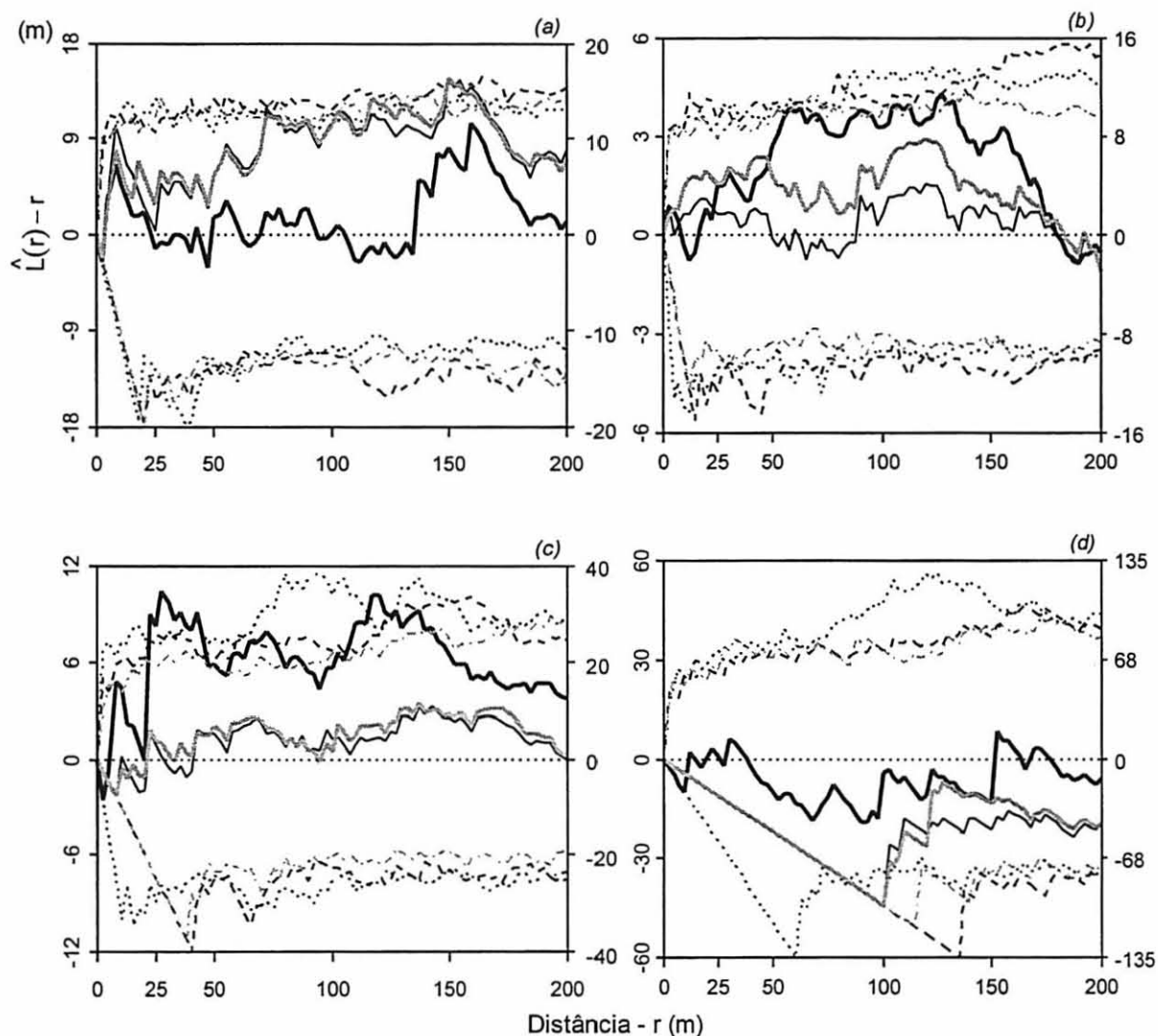
As linhas pontilhadas (.....) observadas na figura 34, são envelopes de confiança do *padrão* principal gerados com base em permutação *toroidal* e foram processadas pela função *Kenv.tor* de Splancs- \mathbb{R} , envolvendo 3000 simulações. As linhas (—) são as versões empíricas do *padrão* pontual da janela de observação de 800ha, descrito pela função $K(\cdot)$ *Kinhom* de Spatstat- \mathbb{R} , com correção de borda pelo método *toroidal*, enquanto as linhas (—) e (—) exibem o *padrão* pontual depois do corte seletivo pelo MECOFA e Método tradicional, respectivamente.

De acordo com a figura 34 observa-se pequenas diferenças estatísticas entre os métodos para as espécies Cupiúba e Ipê (figs. 34a ; 34c). Das espécies analisadas, fato a ser notado pelo afastamento entre as linhas (—) e (—), a Maçaranduba (fig. 34b), foi a que apresentou a maior diferença estatística entre os métodos.

Deve também ser considerado e enfatizado que nesse contexto pequenas diferenças em termos estatísticos podem produzir importantes efeitos em termos biológicos, o que demonstra a necessidade de dispositivos de planejamento visando a conservação da base genética da *floresta primária manejada*. Isso pode sugerir que espécies com *padrão* agregado tendem a serem mais sensíveis aos efeitos da dispersão espacial e ao tamanho das unidades de produção sob regime de manejo sustentado.

No caso do Jatobá (fig. 34d), o MECOFA mostra uma tendência de recuperação do equilíbrio do *padrão* espacial para $125 \leq r(m) \leq 175$, comparativamente ao Método tradicional e uma relação de equivalência nas demais escalas de $r(m)$. Como o *padrão* predominante do Jatobá é aleatório e sua ocorrência registra baixa frequência fitossociológica, esses dois aspectos podem ter influenciado a aparente estabilidade entre os métodos.

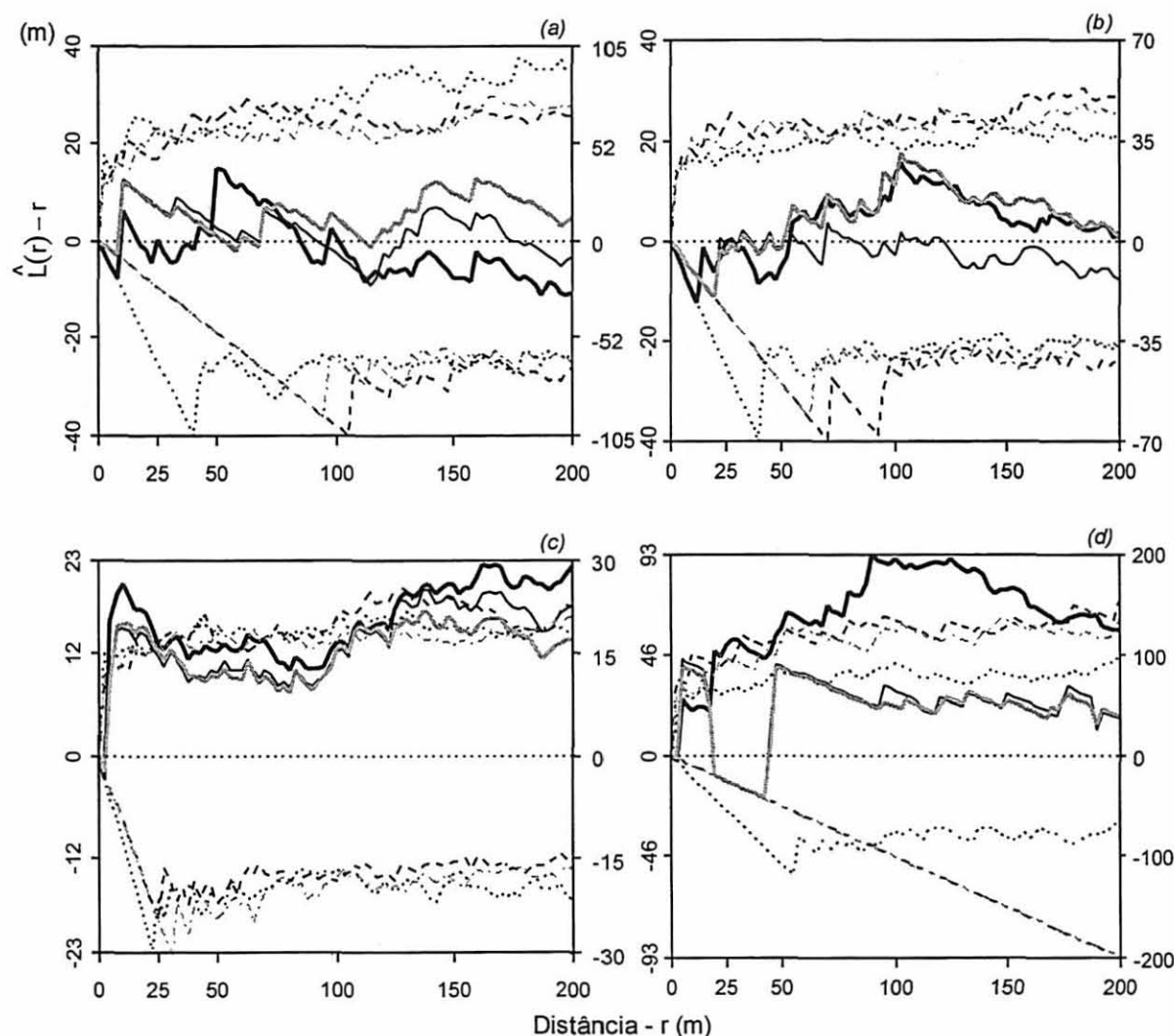
FIGURA 34 – COMPARAÇÃO DE *PADRÕES* DAS ESPÉCIES CUPÍUBA (a), MAÇARANDUBA (b), IPÊ (c) E JATOBÁ (d)



No caso do Cumaru (fig. 35a), o *padrão* resultante do MECOFA conseguiu projetar mais equilíbrio na linha (—) da distribuição empírica do *padrão*, o que pode ser observado através da similaridade entre as estruturas espaciais formadas pelo MECOFA, linha (—) e pelo Método tradicional, linha (—).

Na figura 35b, o Piquiá, se manejado via MECOFA teria proporcionado baixos níveis de alterações na estrutura do *padrão* remanescente, pois, nota-se que o MECOFA representado pela linha (—), conseguiu manter mais estável a estrutura espacial se comparado ao Método tradicional o qual induziu a uma alteração mais significativa na linha (—) do seu *padrão*.

FIGURA 35 — COMPARAÇÃO DE *PADRÕES* DAS ESPÉCIES CUMARU (a), PIQUIÁ (b), PARÁ PARÁ (c) E LOURO VERMELHO (d)



O fato de não ter sido possível observar quase nenhuma diferença entre os métodos para o caso do Parapará (fig. 35c), deve-se à baixa intensidade de exploração praticada, pois embora seja uma espécie pioneira com importante função estratégica no processo de recuperação da floresta, sua madeira ainda não dispõe de atrativos comerciais que estimulem os empresários a utilizá-la mais intensivamente em seus projetos de manejo florestal.

A nítida equivalência entre as linhas (—) e (---), representativas do Louro vermelho (fig. 35d), mostra que não houve diferenças significativas em termos de resultado entre o MECOFA e Método tradicional. A causa mais provável para a referida equivalência pode estar relacionada com a baixa frequência fitossociológica dessa espécie, o que dificultou a captação da variação espacial pelo MECOFA. Em situações deste tipo, ainda que

possa ser admitida uma equivalência do *padrão* observado entre o MECOFA e o Método tradicional, deve ser lembrado que os fundamentos ecológicos derivados do MECOFA por si só recomendariam sua adoção. Nos demais casos o MECOFA mostrou maior controle da estabilidade em termos da conservação do equilíbrio da estrutura do *padrão* espacial.

Um fato a ser destacado (fig. 35d), é a presença da linha do *padrão* em forma de escada na distância $r(m)$ abaixo de 50m. Uma possível explicação para essa ocorrência pode ser a eliminação de uma classe diamétrica intermediária e outras duas na extremidade superior, imposta por uma intensidade de exploração muito elevada.

Pode ser observado que em algumas situações, dependendo da espécie, intensidade de exploração e fatores de sítio, o efeito do MECOFA sobre a distribuição espacial pode ser mínimo, porém, utilizando-se somente o Método tradicional de seleção e variando-se quaisquer desses fatores mencionados, os resultados esperados podem produzir alterações significativas na estrutura do *padrão* espacial da espécie.

Procurou-se ilustrar (figs. 36 ; 37) o efeito esperado do MECOFA sobre a estrutura diamétrica, utilizando-se quatro espécies que apresentaram maiores níveis de alterações nas classes diamétricas em função do uso do método de seleção tradicional.

Ao examinar a figura 36a, observa-se que a adoção do MECOFA causaria menos alteração em todas as classes diamétricas manejadas da Maçaranduba, enquanto o Louro vermelho (fig. 36b), tenderia a diminuir o impacto da exploração em apenas duas de suas classes diamétricas.

De acordo com a figura 36a, a utilização do MECOFA induziria todas as classes diamétricas do Ipê a um maior equilíbrio, enquanto isso, as evidências da figura 36b mostram que o Cumaru, além de apresentar uma "DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA BALANCEADA" poderia manter elementos na 6ª classe diamétrica, evitando distúrbios desnecessários e de maiores proporções, normalmente observados quando adota-se o método de seleção tradicional.

De maneira geral, recorrendo-se às figuras 36 e 37, observa-se que o MECOFA tem a capacidade de introduzir pequenos efeitos, mas que são positivos, em termos de regulação do equilíbrio das classes diamétricas, a serem alteradas pela exploração florestal.

FIGURA 36 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ($DAP \geq 35\text{cm}$) DA MAÇARANDUBA (a) E LOURO VERMELHO (b) ANTES E DEPOIS DO CORTE COM SELEÇÃO TRADICIONAL E USANDO-SE O MECOFA

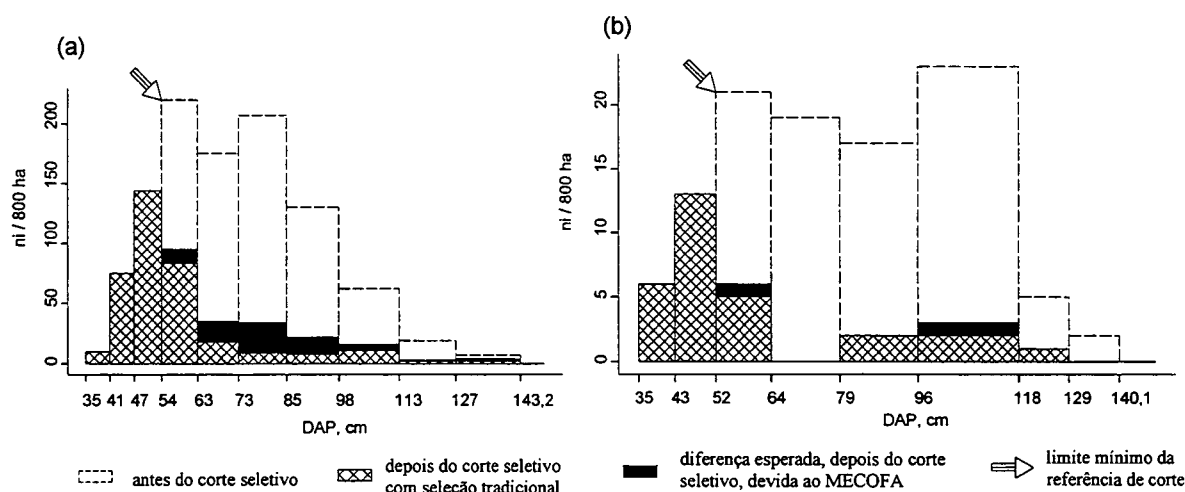
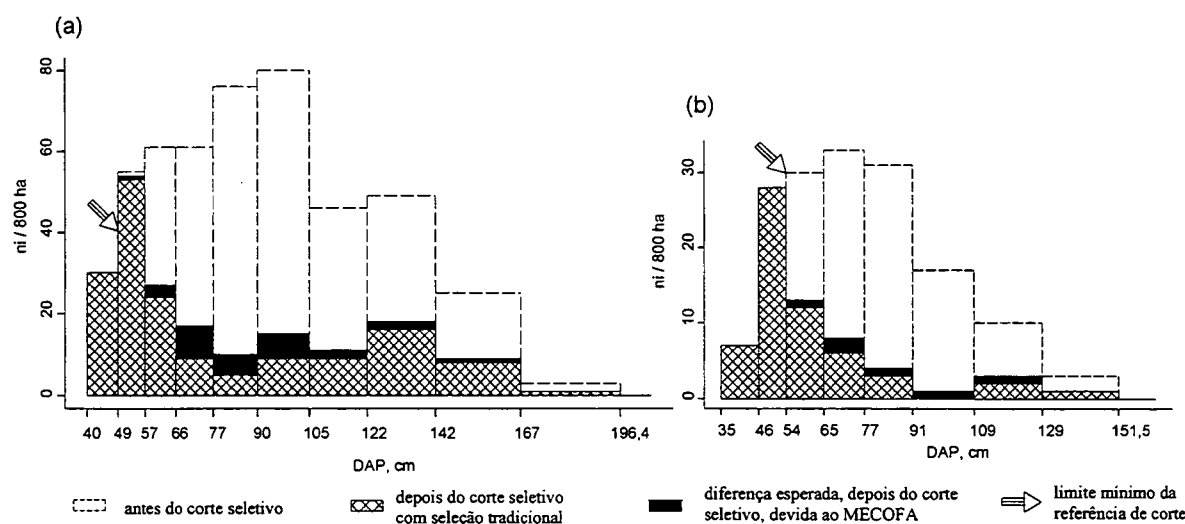


FIGURA 37 – DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA ($DAP \geq 35\text{cm}$) DO IPÊ (a) E CUMARU (b) ANTES E DEPOIS DO CORTE COM SELEÇÃO TRADICIONAL E USANDO-SE O MECOFA



O MECOFA é apenas um passo inicial e uma tentativa de incorporar outros fatores como a distribuição espacial, além da base de 10% a ser mantida sobre o número de indivíduos potencialmente comerciais, em critérios de controle de árvores para corte.

Em determinadas situações, mecanismos de controle da estrutura espacial horizontal podem refletir positivamente sobre o equilíbrio das espécies mesmo que pequenas alterações estatísticas possam ser observadas, podem ocorrer mudanças ambientais significativas. Por

isso, espera-se que o uso continuado ou em caráter experimental dessa nova alternativa possa estimular a adoção de outras medidas que visem simplificar rotinas de planejamento na busca de maior equilíbrio e proteção da floresta a ser manejada.

A principal diferença entre o MECOFA e o método de seleção tradicional consiste no uso de critérios espaciais não subjetivos que aumentam a chance de se praticar uma intensidade de exploração mais equilibrada nas classes diamétricas.

O MECOFA apresenta simplicidade no processamento e não exige alterações nas rotinas operacionais atualmente praticadas por empresas na elaboração da lista de espécies selecionadas para o corte seletivo, uma vez que sua aplicação sucede as etapas de seleção, além de ser uma alternativa viável capaz de assegurar a permanência de fragmentos densos de floresta primária entre cortes sucessivos.

5.5 CONCLUSÃO

Os resultados permitem concluir que:

Diferentemente do método de seleção tradicional, o MECOFA melhorou o controle sobre o percentual de redução das variáveis número de árvores e volume a ser explorado, pois, os valores médios para essas variáveis ficaram abaixo de 10%, permitindo também manter áreas de fragmentos densos de florestas, intercalados entre as áreas manejadas, formando zonas de proteção entre cortes sucessivos.

6 LIMITAÇÕES DOS RESULTADOS DA PESQUISA

Um dos aspectos importantes é destacar a limitação dos resultados comunicados pela presente pesquisa, uma vez que o nível de inclusão das espécies, se limitou aos diâmetros acima de 35cm. Com isto, apenas parte do *padrão* espacial das espécies estudadas pôde ser captado e interpretado.

Dadas as dificuldades operacionais e computacionais, o enfoque da presente pesquisa foi centrado para o estudo de caso envolvendo apenas três espécies florestais típicas de florestas de terra firme da Amazônia. Logo, os resultados são válidos somente para abordagens e condições similares, constituindo-se em parte da contribuição às inúmeras

questões sobre o manejo sustentado de florestas tropicais que ainda precisarão ser respondidas.

Deve ser enfatizado que os resultados aqui produzidos, apesar de conclusivos sobre a área em estudo, não são definitivos e constituem-se numa iniciativa piloto, pois, a teoria sobre processos pontuais e amostragem espacial envolvem técnicas que têm muito espaço para crescimento e adaptação às demandas realísticas do manejo de florestas tropicais.

7 CONCLUSÃO GERAL

A principal contribuição desta pesquisa consistiu em demonstrar que:

- a) As técnicas introduzidas na elaboração dos gráficos das distribuições diamétricas, antes e depois do corte seletivo, mostraram que unificando-se os cenários desses dois momentos, em um mesmo objeto gráfico, pode-se prever com eficiência, o comportamento das classes diamétricas e controlar parte dos distúrbios sobre a estrutura diamétrica, em um manejo florestal sustentado;
- b) O uso da função $K(\cdot)$ mostrou ser uma ferramenta capaz de permitir a determinação do tamanho da janela de análise para processos espaciais pontuais não homogêneos, em bases exploratórias estatisticamente consistentes;
- c) A introdução de critérios espaciais, no controle do corte seletivo de árvores em *florestas primárias manejadas*, mostrou ser uma alternativa tecnicamente viável e,
- d) O conjunto desses resultados permitirão ampliar idéias na concepção e desenvolvimento de futuras pesquisas, voltadas para a geração de conhecimentos, necessários às práticas de manejo florestal sustentado na Amazônia.

8 RECOMENDAÇÕES

Muitas questões sobre manejo florestal sustentado ainda precisarão ser equacionadas para permitir maior segurança nas práticas silviculturais. Essas questões devem contemplar níveis diferenciados partindo-se dos efeitos locais para os globais em termos de escala, passando-se por considerações sobre escalas temporais.

No plano da escala local há necessidade de conhecimento sobre aspectos como dinâmica da vegetação, distúrbios de clareiras, balanço de nutrientes e a complexa relação do fluxo de pólen com a estrutura da floresta futura manejada.

No plano global, a avaliação dos impactos do manejo sobre questões climáticas e sequestro de carbono são necessários; enquanto isso, no plano temporal, são fundamentais pesquisas relacionadas aos impactos da colheita sobre a biodiversidade e eventuais consequências sobre as taxas de crescimento das espécies. A escala sócio-econômica deve ser melhor avaliada quanto aos seus efeitos sobre a situação das populações locais e interesses regionais.

No âmbito dos processos espaciais pontuais, trabalhos de pesquisas multidisciplinares são necessários para a implantação de modelos que sejam capazes de simular funções do ecossistema para testar hipóteses relacionadas com processos físicos e biológicos responsáveis pelo crescimento, produção e regulação da biodiversidade em florestas tropicais.

Apesar dos esforços empreendidos, restrições impostas pela base de dados e conhecimento rudimentar sobre as bases ecológicas das espécies, limitaram maiores avanços sobre efeitos da escala da janela de análise para *padrões* pontuais, havendo portanto, a necessidade de continuidade desta linha de pesquisa com abordagens mais específicas sobre modelagem dos processos espaciais pontuais estocásticos, visando a superação de lacunas e até a correção de possíveis equívocos metodológicos. Também são necessárias pesquisas visando conhecer melhor as interações de mais alta ordem de processos pontuais marcados bivariados, isto é, envolvendo três, quatro ou mais espécies, simultaneamente.

Recomenda-se que as unidades de trabalho (UT), subdivisão administrativa das unidades de produção anual (UPA), preconizada por IBAMA (2002), adotem área mínima de 100 hectares, independente da modalidade de plano de manejo florestal sustentável. Para o caso de manejo madeireiro, recomenda-se utilizar o MECOFA em áreas com tamanhos equivalentes à uma ou mais UPA's, como mecanismo de oferecer melhor proteção às espécies raras.

REFERÊNCIAS

- ADLER, P.B.; RAFF, D.A.; LAUENROTH, W.K. The effect of grazing on the spatial heterogeneity of vegetation. **Oecologia**, n. 128, p. 465-479, 2001.
- BADDELEY, A.J.; MØLLER, J. Nearest-neighbour Markov point processes and random sets. **Intitute Statistics Revenue**, n. 57, p. 89-121, 1989.
- BADDELEY, A.J.; MØLLER, J.; WAAGEPETERSEN, R. Non-and semi-parametric estimation of interaction in inhomogeneous point patterns. **Statistica Neerlandica**, n. 54, p. 329-350, 2000.
- BADDELEY, A.J.; SILVERMAN, B.W. A cautionary example on the use of second-order methods for analyzing point patterns. **Biometrics**, n. 40, p. 1089-1093, 1984.
- BAILEY, T.C.; GATRELL, A.C. **Interative spatial data analysis**. New York: John Wiley&Sons, 1995, 413p.
- BAROT, S.; GIGNOUX, J.; MENAUT, J.C. Demography of a savanna palm tree: predictions from comprehensive spatial pattern analysis. **Ecology**, n. 80, p. 1987-2005.
- BARTLETT, M.S. The spectral analysis of two-dimensional point processes. **Biometrika**, n. 51, p. 299-311, 1964.
- BATISTA, J.L.F. **Spatial dynamics of trees in Brazilian Atlantic Tropical Forest under natural and managed conditions**. Washington, University of Washington, These (Doctor of Philosophy), 1994, 327p.
- BATISTA, J.L.F.; MAGUIRE, D.A. Modeling the spatial structure of tropical forests. **Forest Ecology and Management**, n. 110, p. 293-314, 1998.
- BEGON, M.; HARPER, J.L.; TOWSEND, C.R. **Ecology: individuals, populations and communities**. 5. ed., Oxford: Blackwell Science, 1996, 1068p.
- BERMAN, M. Testing for spatial association between a point process and another stochastic process. **Applied Statistics**, n. 35, p. 81-92, 1986.
- BESAG, J.; DIGGLE, P.J. Simple Monte Carlo tests for spatial pattern. [s.l.]: **Applied Statistics**, n. 26, p. 327-333, 1977.
- BIBER, P. Ein verfahren zum ausgleich von rabdeffekten bei der berechnung von konkurrenzindizes. Deutscher verband forstlicher forschungsanstalten. **Jahrestagung**, Volpriehausen, n. 19-21, p. 189-202, 1999.
- BORCARD, D.; LEGENDRE, P.; DRAPEAU, P. Partialling out the spatial component of ecological variation. **Ecology**, n. 73, p. 1045-55, 1992.
- BRASIL. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual técnico da vegetação brasileira**. Rio de Janeiro, 1992, 92p.
- _____. Ministério das Minas e Energia. Departamento Nacional da Produção Mineral, **Folha SA 21. Santarém**. Rio de Janeiro, 1976 (Levantamento de Recursos Naturais, 10).
- _____. Ministério do Interior. Superintendência de Desenvolvimento da Amazônia. **Principais essências florestais da região Amazônica**. Santarém, 1972.

- BRIX, A.; MØLLER, J. Space-time multi type log Gaussian Cox processes with a view to modelling weed data. **Research report R-98-2012**, Departament of Mathematics, Aalborg University, submitted.
- CLADIS, P.E.; MUHORAY, P.P. **Spatio-temporal patterns in nonequilibrium complex systems**. [s.l.]: Addison-Wesley, 1995, 679p.
- CLARK, P.J.; EVANS, F.C. Distance of nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. **Ecology**, n. 35, p. 445-455, 1954.
- CLIFF, A.D.; ORD, J.K. **Spatial processes: models and applications**. London, 1981.
- CONNELL, J.H. Territorial behavior and dispersion in some marine invertebrates. **Research in Population Ecology**, n.5, p. 87-102, 1963.
- CRESSIE, N.A. **Statistical for spatial data**. New York: John Wiley&Sons, 1993, 900p.
- _____. **Statistical for spatial data**. New York: New York: John Wiley&Sons, 1991, 900p.
- DAWKINGS, H.C.; PHILIP, M.S. **Tropical moist forest silviculture and management: A history of sucess and failure**. United King, CAB International, 1998, 359p.
- DE LIOCOURT, F. De l'aménagement des sapinières. Besançon, **Bulleti Société Foresters de Franche Comté et Belfort**, v. 4, n. 6, p. 396-409, 1898.
- DELVAUX, J. Différenciation sociale. **Journal de Foresterie Suisse**, n. 132, p. 733-749, 1981.
- DESSART, H. **Estimation de l'intensité locale d'un processus ponctuel de Cox: application à l'analyse spatiale d'un inventaire forestier**. Montpellier, Thèse (Doctorat), Université des Sciences et Techniques du Languedoc, 1996, 336p.
- DIGGLE, P.J. On parameter estimation and goodness-fit testing for spatial point patterns. **Biometrika**, n. 35, p. 87-101, 1979.
- _____. **Spatial statistics for environmental epidemiology**. Lancaster University, 2000, 70p.
- _____. **Statistics analysis of spatial point patterns**. Academic , 1983, 148p.
- DIGGLE, P.J.; COX, T.F. On sparse sampling methods and tests of independence for multivariate spatial point processes. **Bulletim Intitute Statistics**, n. 49, p. 213-229, 1981.
- DUNGAN, J.L. *et al.* A balanced view of scale in spatial statistical analysis. **Ecography**, n. 25, p. 626-640, 2002.
- EHLERINGER, J.R.; FIELD, C.B. **Scaling physiological processes: leaf to globe**. Academic, 1993.
- EMBRAPA. **Relatório do workshop de implementação do projeto Dendrogene: conservação genética em florestas manejadas na Amazônia**. Belém, 2000, 88p.
- FAVRICHON, V. Classification des espèces arborées en groupes fonctionnels en vue de la réalisation d'un modèle de dynamique de peuplement en forêt guyanaise. **Revue Ecology Terre Vie**, v. 49, 1994.
- FINOL, U.H. Estudio silvicultural de algunas especies comerciales en el bosque universitario "El Caimital" Estado Barinas. **Revista Forestal Venezolana**, Merida, v. 12, n. 10-11, p. 17-63, 1964.

FUPEF. **Inventário comercial da quadra de exploração nº 4 da Floresta Nacional do Tapajós**. Curitiba, 1984, 429p.

_____. **Inventário comercial de um bloco de exploração na Floresta Nacional do Tapajós**. Curitiba, 1983, 234p.

GARDNER, R.H. *et al.* **Scaling relations in experimental ecology**. Columbia University, 2001.

GETIS, A.; FRANKLIN, J. Second-order neighborhood analysis of mapped point patterns. **Ecology**, n. 68, p. 473-477, 1987.

GOODCHILD, M.F. A spatial analytical perspective on geographic information systems. **International Journal of Geographical Information Systems**, v. 4, n. 1, p. 327-334, 1987.

_____. GIS and Geography: elements of a debate. **Yearbook of the Association of Pacific Coast Geographers**, n. 60, p. 150. 157, 1999.

GOODCHILD, M.F.; GOPAL, SUCHARITA. **Accuracy of spatial databases**. London: Taylor Francis, 1994, 290p.

GOREAUD, F. **Apports de l'analyse de la structure spatiale en forêt tempérée à l'étude et la modélisation des peuplements complexes**. Nancy, Thèse (Doctorat), 2000, 528p.

GOREAUD, F.; PÉLISSIER, R. Estimating the reduced moments of a random measure. **Advances in Applied Probability**, n. 10, p. 433-438, 1999.

_____. **Spatial structure analysis of heterogeneous point patterns: examples of application to forest stands**. Disponível em: <<http://pbil.univ-lyon1.fr/ade-4/thema81.pdf>>. Acesso em: 30/mar/2001.

GREIG-SMITH, P. **Quantitative plant ecology**. 3. ed., Oxford: Blackwell, 1983.

HAASE, P. Spatial pattern analysis in ecology based on Ripley's K function: introduction and edge correction. **Journal of Vegetation Science**, n. 6, p. 575-582, 1995.

HOME, J.K.; SCHNEIDER, D.C. Spatial variance in ecology. **Oikos**, n. 74, p. 18-26. 1995.

HOSOKAWA, R.T. **Manejo de florestas tropicais úmidas em regime de rendimento sustentado**. Curitiba, CNPq, 1981, 125p.

HOSOKAWA, R.T.; MOURA, J.B.; CUNHA, U.S. **Introdução ao manejo e economia de florestas**. Curitiba: Editora da UFPR, 1998, 162p.

IBAMA. **Instrução normativa nº 4**. Brasília, Diário Oficial Nº 45 - Seção 1, quinta-feira, 7 de março de 2002, 28p.

IBAMA/PNUD. **Plano de manejo florestal da Floresta Nacional do Tapajós, Pará, Brasil**. Belém, 1997, 109p.

JARDIM, F.C.S. **Estrutura da floresta equatorial úmida da estação experimental de silvicultura tropical do INPA**. Manaus, Dissertação. Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Fundação Universidade do Amazonas. 130p, 1985.

JARDIM, F.C.S.; HOSOKAWA, R.T. Estrutura da floresta equatorial úmida da estação experimental de silvicultura tropical do INPA. Manaus: **Acta Amazônica**, n. 16-17, p. 411-507, 1987.

KARR, A.F. **Point processes and their statistical inference**. 2. ed., 1991, 490p.

- KENKEL, N.C.; PODANI, J. Plot size and estimation efficiency in plant community studies. **Journal Vegetation Science**, n. 2, p. 539-544, 1991.
- KIÊU, K.; MORA, M. Estimation the reduced moments of a random measure. [s.l.]: **Advances in Applied Probability**, n. 31, p. 48-62, 1999.
- LAMONT, B.B.; FOX, J.E.D. Spatial pattern of six sympatric leaf variants and two size classes of *Acacia aneura* in a semi-arid region of Western Australia. [s.l.]: **Oikos**, n. 37, p. 73-79, 1981.
- LAMPRECHT, H. Ensayo sobre unos métodos para el análisis estructural de los Bosques Tropicales. **Acta Científica Venezolana**, n. 2, p. 57-65, 1962.
- LEGENDRE, P.; FORTIN, M.J. Spatial pattern and ecological analysis. [s.l.]: **Vegetatio**, n. 80, p. 107-38, 1989.
- LESLIE, A.J.A. **A second look at the economics of natural management systems in tropical mixed forests**. Unasylva, 1994, 155p.
- LEVIN, S.A. The problem of pattern and scale in ecology. **Ecology**, v. 73, n. 6, p. 406-413, 1992.
- LLOYD, M. Mean crowding. **Journal of Animal Ecology**, n. 36, p. 1-30, 1967.
- LUDWIG, J.A.; REYNOLDS, J.F. **Statistical ecology: a primer on methods and computing**. New York: John Wiley&Sons, 1988, 337p.
- MERCER, W.B.; HALL, A.D. The experimental error of field trials. **Journal Agriculture Science**, n. 4, p. 107-132, 1911.
- MEYER, H.A. Structure, growth and rain in balanced uneven-aged forests. Oxford, **Journal of Forestry**, n. 50, p. 85-92, 1952.
- MOEUR, M. Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data. **Forest Science**, v. 39, n. 4, p. 756-775, 1993.
- MUEHRCKE, P.C.; MUEHRCKE, J.O. **Map use: reading, analysis, interpretation**. 5. ed., Madison: University of Wisconsin, 1992, 631p.
- NEWBERY, D.MCC.; RENSHAW, E.; BRÜNIG, E.F. Spatial pattern of trees in Kerangas forest, Sarawak. **Vegetatio**, n. 65, p. 77-89, 1986.
- NUNES, J. General concepts of space and time. In: Frank, A.U. (Ed.), **Geographic Information Systems**. materials for a Post. Graduate Course, Vienna: Department of Geoinformation of TU Vienna, p. 7-34, 1995.
- ODUM, E.P. **Ecologia**. Rio de Janeiro, Guanabara, 1993, 434p.
- OKABE, A.; BOOTS, B.; SUGIHARA, K.; CHIU, S.N. **Spatial tessellations: concepts and applications of voronoi diagrams**. 5. ed., New York: John Wiley&Sons, 2000, 671p.
- ØKLAND, R.H.; EILERTSEN, O. Canonical correspondence analysis with variation partitioning: some comments and an application. **Journal Vegetation Science**, n. 5, p. 117-26, 1994.
- OSHER, J.; STOYAN, D. On the second-order and orientation analysis of planar stationary point processes. **Biometrical Journal**, n. 23, p. 523-533, 1987.

PALMER, M.W. Fractal Geometry: a tool for describing spatial patterns of plant communities. [s.l.]: **Vegetatio**, n. 75, p. 91-102, 1988.

_____. Spatial scale and patterns of vegetation, flora and species richness in hardwood forests of the North Carolina piedmont. **Coenoses**, n. 5, p. 79-87, 1990.

PÉLISSIER, R.; GOREAUD, F. A practical approach to the study of spatial structure in simple cases of heterogeneous vegetation. **Journal of Vegetation Science**, n. 12, p. 99-108, 2001.

PETERSON, D.L.; PARKER, V.T. Dimensions of scale in ecology, resource managements and society. In: PETERSON, D.L.; PARKER, V.T. **Ecological scale: theory and methods**. Columbia, p. 387-425, 1998.

POORE, D. **No timber without tree: sustainability in the Tropical Forest**. London: Earthscan, 1989.

QUEIROZ, W.T. **Análise de fatores ("Factor Analysis") pelo método da máxima verossimilhança: aplicação aa pesquisa da estrutura de florestas tropicais**. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Tese de Doutorado, 1984, 112p.

REIS, A. **Dispersão de sementes de Euterpe edulis Martius. (Plamae) em uma floresta ombrófila densa montana da encosta atlântica em Blumenau, SC**. Campinas, Universidade de Campinas, Tese de Doutorado, 1995, 154p.

REIS, M.S. **Distribuição e dinâmica da variabilidade genética em populações naturais de palmitero (Euterpe edulis)**. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Tese de Doutorado, 1996, 210p.

RIPLEY, B.D. Edge effects in spatial stochastic processes. In: **Statistics in Theory and Practice**. Sweden, p. 247-262, 1982.

_____. Modelling spatial patterns. Journal of the Royal Statistical Society theory. **Annals of probability**, n. 39, p. 172-193, 1977.

_____. **Spatial statistics**. New York: John Wiley&Sons, 1981, 252p.

_____. **Statistical inference for spatial processes**. New York: John Wiley&Sons, 1991, 148p.

_____. The second-order analysis of stacionary point processes. **Journal of Applied Probability**, n. 13, p. 255-266, 1976.

RIPLEY, B.D.; KELLY, F.P. Markov point processes. **Journal London Mathematics Society**, n. 39, p. 172-212, 1977.

ROSSO, P.H.; BACCALÁ, N.; HAVRYLENKO, M.; FONTENLA, S. Spatial pattern of *Austrocedrus chilensis* wilting and the scope of autocorrelation analysis in natural forests. **Forest Ecology and Management**, n. 67, p. 273-279, 1994.

ROWLINGSON, B.S.; DIGGLE, P.J. SPLANCS: Spatial point pattern analysis code in S-plus. **Computers in Geosciences**, n. 19, p. 627-55, 1993.

SARIDIS, G.N. **Stochastic processes, estimation, and control: the entropy approach**. New York, John Wiley&Sons, 1995, 230p.

SCHNEIDER, D.C. **Quantitative ecology: spatial and temporal scaling**. Academic, 1994.

SILVA, R.C.V.M. **Identificação de espécimes botânicos**. Belém, 2000, 31p.

STOYAN, D.; KENDALL, W.S.; MECKE, J. **Stochastic geometry and its applications**. New York: John Wiley&Sons, 1987, 436p.

STOYAN, D.; OSHER, J. Cross-correlation measures of weighted random measure and their estimation. **Theory of Probability and its Applications**, n. 29, p. 345-355, 1984.

SWAINE, M.D.; WHITMORE, T.C. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. **Vegetatio**, n. 75, p. 81-86, 1988.

TER BRAAK, C.J.F. **Update notes: CANOCO version 3.10**. Agricultural Mathematics Group, Wageningen, The Netherlands, 1990.

TER BRAAK, C.J.F.; WIERTZ, J. On the statistical analysis of vegetation change: a wetland affected by water extraction and soil acidification. **Journal Vegetation Science**, n. 5, p. 361-72, 1994.

UPTON, G.J.G.; FINGLETON, B. **Spatial data analysis by example, volume 1: point pattern and quantitative data**. New York: John Wiley&Sons, 1985.

VIEIRA, G. **Análise estrutural da regeneração natural, após diferentes níveis de exploração de uma floresta tropical úmida**. Manaus, Dissertação (Mestrado em Manejo Florestal). Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Fundação Universidade do Amazonas, 1987, 107p.

WARD, D. Triangular tessellation: a new approach to forest inventory. **Forest Ecology and Management**, n. 44, p. 285-290, 1991.

WIENS, J. Spatial scaling in ecology. **Functional Ecology**, n. 3, p. 385-397, 1989.

WILLIAMS, W.T. **Pattern analysis in agricultural science**. New York: Elsevier, 1976.